

GIUSEPPE TULLIO

LE FLUTTUAZIONI
DELLA BILANCIA DEI PAGAMENTI ITALIANA:
UN'ANALISI EMPIRICA DELLA TEORIA CLASSICA

Estratto da «MONETA E CREDITO»
Rivista trimestrale della
BANCA NAZIONALE DEL LAVORO
Settembre 1973 - N. 123

Le fluttuazioni della bilancia dei pagamenti italiana: un'analisi empirica della teoria classica*

1. Introduzione

Scopo del presente lavoro è di presentare uno schema teorico di riferimento per interpretare le fluttuazioni della bilancia dei pagamenti italiana nel periodo post-bellico, che aiuti a spiegare i flussi di riserve internazionali anche in regime di cambi flessibili e che, *mutatis mutandis*, sia facilmente adattabile all'analisi del tasso di cambio stesso. Nel paragrafo 2 si svilupperà molto succintamente il modello teorico di "medio-lungo periodo" per un "paese piccolo"; si ricaverà poi l'equazione di bilancia dei pagamenti da stimare con i dati annuali. Il paragrafo 3 contiene i risultati delle stime empiriche.

Le stime coprono il periodo 1951-1973. Si è preferito non includere nelle stime anche gli anni successivi al 1973, sia perché il 1974 è stato disturbato dalla crisi del petrolio, sia perché con la elevata flessibilità dei cambi la variabile che il modello spiega diventa il tasso di cambio. Tuttavia le stime empiriche, anche se si riferiscono a periodi passati, consentono facilmente di interpretare eventi successivi al 1973 e in particolare il netto miglioramento dei conti con l'estero dell'Italia iniziato nel 4° trimestre del 1976.

Le stime riportate nel terzo paragrafo sembrano confermare l'ipotesi che le fluttuazioni della bilancia dei pagamenti italiana nel periodo post-bellico, e particolarmente sul finire degli anni "sessanta" e agli inizi degli anni "settanta", non possano essere analizzate senza espli-

* Sono grato a R. Z. Aliber, J. A. Frenkel e H. G. Johnson per molteplici suggerimenti. Ringrazio inoltre P. Baffi, P. Savona, G. Basevi, M. Fratianni, F. Papadia e G. De Cindio, per avermi indotto a migliorare l'esposizione in più punti. La responsabilità per gli errori che eventualmente rimangono è soltanto mia.

cito riferimento al mercato monetario e al metodo di finanziamento del disavanzo del Tesoro.¹

Con la elevata disoccupazione delle economie occidentali nel periodo interbellico e con la rivoluzione keynesiana, la teoria classica della bilancia dei pagamenti, che aveva dominato per secoli il pensiero economico inglese e italiano, è passata in secondo piano. Ad essa si sono sostituite la teoria del moltiplicatore keynesiano e la teoria delle elasticità che hanno avuto ambedue il pregio di mettere in luce aspetti fondamentali dei meccanismi di aggiustamento delle partite correnti. Senza scendere nei meriti e inconvenienti delle due suddette teorie, peraltro già ampiamente trattati altrove,² è sufficiente qui richiamare l'attenzione sul fatto che esse spiegano solo la bilancia corrente (e non tutta la bilancia dei pagamenti) in uno schema di equilibrio economico parziale, il quale, se è sufficientemente realistico in una situazione di elevata disoccupazione e prezzi costanti, non appare adeguato ad analizzare le fluttuazioni di tutta la bilancia dei pagamenti quando non si è lontani dal pieno impiego e/o quando sono presenti tensioni inflazionistiche.

Nel dopoguerra, il ritorno delle economie occidentali a una situazione di quasi pieno impiego ha stimolato (con un notevole ritardo, come spesso avviene per i mutamenti del pensiero economico) un rinnovato interesse per la teoria classica della bilancia dei pagamenti. Soprattutto ad opera di Mundell, Johnson e di loro allievi³ si è sviluppata una corrente di pensiero denominata "The Monetary Approach to the Balance of Payments (l'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti)". Tale denominazione è nel complesso infe-

¹ Fra gli studiosi italiani del dopoguerra che hanno messo in luce con chiarezza i legami esistenti fra bilancia dei pagamenti ed eccesso di creazione monetaria, vanno menzionati nel periodo più recente PAOLO BAFFI, "L'inflazione in Europa occidentale e le monete di riserva", in questa *Rivista*, marzo 1968 e "Italy's Narrow Path", *The Banker*, dicembre 1975, e nel primo dopoguerra COSTANTINO BRESCIANI TURRONI, *Corso di economia politica*, Giuffrè Editore, Milano, 1951. Si veda anche COSTANTINO BRESCIANI TURRONI, *Inflazione cartacea, finanza statale e corso dei cambi in Germania*, Editore Il Circolo di studi, Trieste, 1924.

² Cfr. H. G. JOHNSON, "Elasticity, Absorption, Keynesian Multiplier, Keynesian Policy and Monetary Approaches to Devaluation Theory: A Simple Geometric Exposition", *The American Economic Review*, June 1976.

³ R. A. MUNDELL, *International Economics*, MacMillan, New York, 1968 e *Monetary Theory: Inflation, Interest and Growth in the World Economy*, Pacific Palisades, 1971; H. G. JOHNSON, "Towards a General Theory of the Balance of Payments", in H. G. Johnson, *International Trade and Economic Growth*, George Allen and Unwin, London, 1958 e "The Monetary Approach to Balance of Payments Theory", in Connolly and Swoboda (editors), *International Trade and Money*, George Allen and Unwin, London, 1973; J. A. FRENKEL and H. G. JOHNSON, *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, George Allen and Unwin, London, 1976.

lice, perché induce molti osservatori superficiali a credere erroneamente che la teoria sostenga che tutte le fluttuazioni della bilancia dei pagamenti siano di origine monetaria interna e che non vi sia spazio per disturbi di origine reale o di origine esterna all'economia considerata. La teoria invece sostiene soltanto che, essendo per definizione la bilancia dei pagamenti un "movimento monetario", è opportuno analizzare, nell'ambito del mercato monetario, come fenomeni reali, monetari e finanziari interagiscono e concorrono a determinare fluttuazioni della bilancia dei pagamenti.

L'enucleare un mercato ai fini dell'analisi della bilancia dei pagamenti non comporta affatto l'esclusione degli altri mercati poiché in uno schema di equilibrio economico generale l'eccesso di domanda in un mercato è uguale, per la legge di Walras, all'eccesso di offerta in tutti gli altri. Nei lavori, sia teorici sia econometrici, sarebbe quindi del tutto compatibile con la teoria, e per certi aspetti preferibile, esplicitare anche tutti gli altri mercati rilevanti, purché non si perda di vista il legame fra mercato monetario, mercato finanziario e mercato dei beni. Va precisato che, grazie a moderne tecniche econometriche di stima simultanea di sistemi di equazioni, sono stati fatti notevoli passi in avanti nella formulazione e stima di modelli econometrici della bilancia dei pagamenti ben più completi di quello presentato in questo lavoro.⁴ In attesa di poter quindi stimare un modello della bilancia dei pagamenti e del tasso di cambio nel quale siano esplicitati tutti i mercati rilevanti, può essere tuttavia utile presentare delle stime in forma ridotta della teoria classica della bilancia dei pagamenti.

2. Il modello teorico

Le sole due ipotesi cruciali che sono alla base sia della teoria classica sia del «monetary approach» sono l'esistenza dell'arbitraggio in almeno alcuni mercati dei beni e che la domanda di moneta sia una funzione stabile di un numero non eccessivo di variabili. Da que-

⁴ Si veda, ad esempio, P. D. JOHNSON, "Money and Economic Activity in the Open Economy: The United Kingdom 1880-1970", *Journal of Political Economy*, vol. 84, n. 5, 1976. Per il metodo di stima dei parametri si veda CLIFF WYMER, "Econometric Estimation of Stochastic Differential Equation Systems", *Econometrica*, vol. 40, n. 3, maggio 1972.

ste due sole ipotesi seguono come corollari, ad esempio, la legge sulla distribuzione naturale della moneta (o delle riserve internazionali) e la proposizione circa l'effetto esercitato sulla bilancia dei pagamenti dall'introduzione di moneta cartacea enunciata da Hume. Supponiamo pertanto che esista una funzione di domanda e di moneta stabile e che tutti i beni prodotti all'interno siano commerciabili internazionalmente. Supponiamo inoltre che l'Italia sia un "paese piccolo", e cioè non in grado di influenzare le grandezze economiche del resto del mondo. Prendendo in considerazione un lasso di tempo sufficientemente lungo⁵ tale da consentire a tutti i mercati di ritornare in posizione di equilibrio, dopo un qualsiasi disturbo iniziale, possiamo scrivere il seguente sistema di equazioni:

$$\begin{aligned} [1] \quad & M^D = P \cdot f(y, r) \\ [2] \quad & M^S = a \cdot (DA + IR) \\ [3] \quad & M^D = M^S \end{aligned}$$

dove M^D è la quantità domandata e M^S la consistenza in essere di moneta, P è il livello generale dei prezzi, y il reddito reale, r il tasso di interesse nominale, "a" il moltiplicatore della base monetaria, DA le attività della Banca centrale sull'interno ed IR lo stock di riserve internazionali.

La [1] è una funzione standard di domanda di moneta, omogenea di 1° grado nei prezzi, la [2] indica semplicemente che la base monetaria è composta da attività sull'interno e sull'estero, la [3] riflette l'ipotesi precedentemente fatta che il periodo di tempo considerato sia sufficientemente lungo. Il sistema di equazioni [1], [2] e [3] non esclude affatto dal modello gli altri mercati rilevanti ai fini della analisi della bilancia dei pagamenti, poiché, nella misura in cui interessa spiegare solo la bilancia dei pagamenti complessiva, e non la sua suddivisione tra partite correnti e movimenti di capitali autonomi, è lecito aggregare tutti i mercati, i cui squilibri fra domanda ed offerta si riflettono "al di sopra della linea" di bilancia dei pagamenti. Infatti, per la legge di Walras, la somma degli eccessi di offerta (domanda) nel mercato dei beni e delle attività finanziarie è uguale all'eccesso di domanda (offerta) di moneta. Ne segue che, finché inte-

⁵ Sia l'ipotesi che tutti i beni siano commerciabili internazionalmente, sia quella che il periodo di tempo sia sufficientemente lungo, in modo da consentire a tutti i mercati di ritornare in equilibrio, saranno lasciate cadere in seguito.

ressa spiegare solo la bilancia dei pagamenti complessiva, non è necessario considerare esplicitamente il mercato dei beni e delle attività finanziarie, perché ridondanti.⁶

Nel caso in cui un paese faccia frequente ricorso a prestiti compensativi per finanziare disavanzi di bilancia dei pagamenti, è necessario riscrivere la [2] in modo da esplicitarli:

$$[2a] \quad M^S = a \cdot (DA + L) + a \cdot NIR$$

dove L è l'indebitamento (consistenza) con l'estero delle autorità monetarie e dove $NIR = IR - L$ è lo stock di riserve al netto dell'indebitamento.

Si supponga che y sia dato esogeneamente dal tasso di sviluppo della popolazione e dal progresso tecnico,⁷ che DA ed "a" siano le sole variabili monetarie che il governo del "paese piccolo" può controllare, che P ed r siano determinati in regime di cambi fissi dal resto del mondo (ricordiamo nuovamente che il periodo di tempo cui si riferisce il sistema [1], [2a], [3] deve essere sufficientemente lungo). Supponendo infine che L sia una variabile esogena, legata principalmente alla disponibilità del resto del mondo a concedere prestiti, al desiderio del paese in questione di indebitarsi, e agli schemi esistenti di accordi "swaps", rimangono 3 variabili che il sistema di equazioni [1], [2a] e [3] determina endogeneamente: M^S , M^D e NIR . Ponendo il sistema alle differenze prime, definendo la bilancia dei pagamenti come $B = dNIR$ e risolvendo per B si ottiene:

$$[4] \quad \frac{a}{M} B = \frac{1}{P} dP + \frac{\eta y}{y} dy - \frac{1}{a} da - \\ - \frac{a}{M} (dDA + dL) + \frac{\eta r}{r} dr$$

⁶ Per una dimostrazione formale di questa affermazione si veda H. GENBERG, *Aspects of the monetary approach to balance of payments theory, an empirical study of Sweden*, tesi di Ph.D. dattiloscritto, the University of Chicago, 1974.

⁷ L'ipotesi che y sia esogeno (e quindi indipendente da DA) riflette l'ipotesi classica di una curva di Phillips di lungo periodo verticale (o quasi). Tale ipotesi costituisce uno degli inconvenienti maggiori del modello qui presentato, perché è ovviamente non realistica nel breve-medio periodo. Essa si può però giustificare sul piano teorico con il fatto che le nostre conoscenze in materia di meccanismi di trasmissione della politica monetaria sono tuttora assai limitate, e sul piano empirico con il fatto che la politica monetaria ha un vantaggio comparato assai forte sulla bilancia dei pagamenti. Inoltre, sempre sul piano empirico, occorre osservare che la variabilità di DA è stata per l'Italia molto più elevata della variabilità di y .

dove η_i è la elasticità della domanda di moneta rispetto alla variabile i ($i = y, r$), definita con il suo segno naturale ($\eta_y > 0$, $\eta_r < 0$) e dove il simbolo "d" indica la differenza prima.

La equazione [4] indica che la bilancia dei pagamenti è correlata nel lungo periodo positivamente con il livello dei prezzi italiani (per l'ipotesi di arbitraggio perfetto ed istantaneo di tutte le merci, il livello dei prezzi italiano è identico al livello dei prezzi mondiali), positivamente con la crescita reale del sistema economico e negativamente con il moltiplicatore della base monetaria e con le attività della Banca centrale sull'interno. Per quanto riguarda il segno del coefficiente di dP , l'aumento dei prezzi distrugge saldi monetari reali e aumenta la quantità nominale domandata di moneta. Pertanto, dato DA , l'aumentata domanda tende ad essere soddisfatta attraverso un aumento delle riserve.

L'aumento della capacità produttiva del sistema (y) aumenta invece la quantità di beni esportabili verso il resto del mondo e quindi agisce positivamente sulla bilancia dei pagamenti; ciò equivale ad affermare che l'aumento del reddito reale aumenta la domanda di moneta e, se le autorità monetarie del paese non soddisfano la maggiore domanda, l'economia provvede da sola, importando moneta. I saldi positivi della Germania e del Giappone per molti anni del periodo post-bellico sono ben spiegati dallo schema proposto: politica monetaria poco espansiva in presenza di forte crescita del sistema economico, non indotta da politiche monetarie espansive.

Un aumento di "a" esercita invece un effetto negativo sulla bilancia dei pagamenti perché aumenta lo stock di moneta, e, a parità di quantità domandata, l'eccedenza defluisce verso l'estero.

L'aumento di DA determina un disavanzo di bilancia dei pagamenti perché, a parità di altre circostanze (in particolare y , a , P), l'aumento della consistenza monetaria che ne deriva, non può venire assorbito all'interno. Infine l'aumento di r (dove r sta per il tasso di interesse italiano ed estero, supposti identici), ha un effetto nullo sulla bilancia dei pagamenti, perché la domanda di moneta diminuisce sia in Italia che nel resto del mondo, e, se le elasticità della domanda di moneta sono uguali nelle due aree monetarie, gli effetti sulla bilancia dei pagamenti italiana si compensano. Tuttavia, se si tiene conto che le aspettative di inflazione della lira possono divergere in regime di cambi fissi, ma aggiustabili, dalle aspettative di inflazione delle principali valute del resto del mondo anche per intervalli annuali, il tasso di interesse italiano può divergere da quello

estero anche in presenza di una elevata integrazione con l'estero del mercato finanziario italiano. Il valore atteso del coefficiente di dr potrà quindi essere compreso tra 0 e $\frac{\eta_r}{r}$, a seconda di come si

comporta il tasso di interesse estero quando varia quello italiano.

L'analisi che precede circa il coefficiente atteso della variabile dr indica che le ipotesi che sono alla base dell'equazione [4] sono ancora troppo lontane dalla realtà perché si possa procedere alla sua stima empirica. Occorre quindi modificare la [4] per tener conto dei seguenti fattori:

a) L'equazione [4] è stata ricavata sulla base dell'ipotesi di lungo periodo che, se i cambi sono fissi, il livello generale dei prezzi italiani è uguale al livello dei prezzi esteri. Questa ipotesi è irrealistica per intervalli trimestrali, ma anche per intervalli annuali, a causa soprattutto della presenza di beni non commerciabili internazionalmente, della notevole differenziazione dei prodotti commerciabili e di forme di mercato non perfettamente concorrenziali. I modelli di lungo periodo del "monetary approach", mettendo l'accento sull'effetto dell'aumento del livello generale dei prezzi sulla domanda di saldi monetari, trascurano completamente l'effetto di breve periodo sulla bilancia dei pagamenti generato dalla differenza fra i livelli generali dei prezzi fra aree monetarie. In realtà quando il livello dei prezzi italiani aumenta, fermo restando il livello dei prezzi nel resto del mondo, la competitività delle merci italiane peggiora e, in aggiunta, il rendimento reale delle attività finanziarie e monetarie italiane peggiora (fermo restando il tasso di interesse nominale). Tutti e due i fattori sopra indicati tendono a far peggiorare la bilancia dei pagamenti e a ridurre in modo non indifferente l'effetto positivo che prezzi più elevati hanno sulla bilancia dei pagamenti.⁸

b) Una volta riconosciuto che per intervalli di tempo annuali e trimestrali le ipotesi di lungo periodo sottostanti la equazione [4] non sono soddisfacenti, anche l'effetto dell'incremento del reddito reale sulla bilancia dei pagamenti deve essere modificato. Da un lato abbiamo l'effetto al quale il "monetary approach" attribuisce mag-

⁸ Ciò non toglie che l'effetto positivo previsto dalla teoria monetaria della bilancia dei pagamenti sembra prevalere, almeno su dati annuali, anche se il coefficiente di dP è al limite della significatività (le regressioni non sono riportate per motivi di spazio).

giore importanza e cioè l'effetto positivo dell'aumento del reddito reale sulla capacità di esportazione del sistema (ossia sulla domanda di moneta), dall'altro occorre riconoscere l'effetto dell'aumento dell'attività produttiva sulla domanda di importazioni. Questo secondo effetto non può essere ignorato per una economia come quella italiana che è molto dipendente dalla importazione di beni capitali per l'investimento e di materie prime per la produzione. Al fine di isolare gli effetti negativi e di breve periodo di un aumento del reddito reale e del livello dei prezzi di cui ai punti *a*) e *b*) dagli effetti positivi di più lungo periodo, saranno quindi introdotti fra le variabili indipendenti l'aumento del reddito monetario non sfasato (dY) e l'aumento del reddito permanente monetario sfasato di un periodo (dY^p_{-1}).⁹

c) I rapporti di riserva obbligatoria delle banche italiane sono stati raramente modificati nel periodo 1951-1973. Pertanto la variabile "da" si può eliminare senza danno dall'equazione [4].¹⁰ Inoltre va osservato che nel membro di destra della [4] non bisogna aggiungere a dDA tutti i prestiti compensativi, bensì solo quelli non sterilizzati dalle autorità monetarie. I primi tentativi di stima hanno indicato che l'aggiunta a dDA dei prestiti compensativi non sterilizzati, non altera la significatività del coefficiente e ne diminuisce di poco il valore. Pertanto nella maggior parte delle regressioni che seguono dL è stato omissso.

d) Il tasso di cambio effettivo della lira non è stato perfettamente fisso durante il periodo 1951-1973, particolarmente nella ultima parte del periodo. Al fine di evitare che variazioni del tasso di cambio effettivo della lira possano distorcere la stima degli altri coefficienti, è stata aggiunta alle variabili indipendenti della equazione [4] la variazione percentuale del tasso di cambio effettivo della lira (\dot{e}). Il segno atteso di " \dot{e} " è negativo quando il periodo al quale si riferiscono i dati usati è breve, positivo quando il periodo è più lungo. E ciò per due ordini di motivi. Primo, le svalutazioni sono in genere avvenute in trimestri in cui i deficit erano ampi, e questo tende di per sé a fare sì che il coefficiente di " \dot{e} " sia negativo. Infatti l'effetto positivo della svalutazione sulla bilancia dei paga-

⁹ In ogni modo il tasso di aumento del reddito nominale corrente (\dot{Y}) ha esercitato un effetto positivo e significativo sulla bilancia dei pagamenti italiana nel periodo 1951-1973 (le regressioni non sono riportate per motivi di spazio).

¹⁰ Alcuni tentativi fatti hanno sempre dato luogo a un coefficiente non significativamente diverso da zero.

menti previsto dal "monetary approach" ha bisogno di tempo per controbilanciare il deficit accumulato dall'inizio del trimestre alla data della svalutazione; perciò, più lungo è il periodo al quale si riferisce la bilancia dei pagamenti nella stima della [4], più probabile è che il coefficiente di " \dot{e} " sia positivo e significativo. Secondo, il "monetary approach" non esclude che nel brevissimo periodo possano essere presenti effetti perversi della svalutazione sulla bilancia commerciale, tali da far sì che l'intera bilancia dei pagamenti possa inizialmente peggiorare. Vedremo in seguito che effetti perversi sulla intera bilancia dei pagamenti, se presenti, sono stati nel caso dell'Italia di durata estremamente breve, almeno fino alla fine del 1973.

e) Un'altra variabile che può incidere sulla bilancia dei pagamenti italiana nel passaggio da una posizione di equilibrio all'altra, sono le variazioni della attività sull'interno delle banche centrali del resto del mondo (dDA_w). Nello "steady state", politiche monetarie espansive da parte del resto del mondo agiscono sul livello dei prezzi mondiali e per tale via sulla bilancia dei pagamenti italiana (si veda l'equazione [4] e la sua derivazione); ma nel breve o medio periodo c'è spazio per un effetto diretto di dDA_w su B . È plausibile ipotizzare che il coefficiente di dDA_w sia proporzionale alla grandezza relativa dell'Italia nel gruppo di paesi industrializzati cui si riferisce la variabile DA_w (si vedano le appendici).

Prendendo in considerazione le modifiche da *a*) ad *e*), l'equazione [4] diventa quindi:

$$[5] \quad B = \alpha_0 dY + \alpha_1 dY^p_{-1} + \alpha_2 dDA + \alpha_3 dr + \alpha_4 \dot{e} + \alpha_5 dDA_w$$

I segni attesi dei coefficienti sono $\alpha_0, \alpha_2, \alpha_3 < 0$; $\alpha_1, \alpha_4, \alpha_5 > 0$. Y è il reddito nazionale monetario, Y^p il reddito permanente in termini monetari,¹¹ " \dot{e} " la variazione percentuale del tasso di cambio effettivo della lira, DA_w la somma delle attività sull'interno delle banche centrali dei principali paesi industrializzati del mondo (espressa in dollari); gli altri simboli hanno il significato già indicato. I valori attesi di lungo periodo dei coefficienti della [5] sono:

$$\alpha_1 = \frac{\eta y \cdot M}{a \cdot Y^p}, \quad \alpha_2 = -1, \quad 0 \leq |\alpha_3| \leq \left| \frac{M \cdot r_f}{a \cdot r} \right|,$$

$$\alpha_4 = \frac{M}{a}, \quad \alpha_5 = \frac{e \cdot M}{M_w}$$

¹¹ Si veda l'appendice 1 per il metodo di calcolo di Y^p .

Per quanto riguarda il coefficiente α_0 non vi sono invece valori attesi.

Nel paragrafo che segue si presenteranno i risultati delle stime empiriche della [5] su dati annuali (1951-1973).

3. Le stime empiriche delle fluttuazioni della bilancia dei pagamenti italiana: 1951-1973

Stimando la [5] con il metodo dei minimi quadrati ordinari si corre il rischio di ottenere una stima distorta del coefficiente di dDA, qualora la Banca d'Italia abbia sterilizzato con successo i flussi di riserve internazionali. Al fine di evitare il problema della causalità bi-direzionale fra dDA e B è necessario stimare la [5] simultaneamente con una "funzione di reazione" della Banca d'Italia.¹² Per quanto riguarda le stime su dati annuali la funzione adottata è la seguente:

$$[6] \quad dDA = \beta_0 TFR + \beta_1 D + \beta_2 B \quad \beta_0, \beta_2 < 0 \quad \beta_1 > 0$$

dove TFR è il fabbisogno di cassa del Tesoro, definito come incassi meno pagamenti (e quindi generalmente negativo) e D è una variabile di comodo che assume valore -1 negli anni 1958, 59, 70 e 71, e zero per tutti gli altri anni del periodo 1951-1973. Gli anni 1958, 59, 70 e 71 sono stati periodi in cui è stato possibile finanziare una quota più elevata del solito del fabbisogno di cassa del Tesoro con la sottoscrizione di titoli da parte del pubblico e/o delle banche commerciali.

Le stime dei coefficienti del sistema di equazioni [5] e [6] effettuate con il metodo dei minimi quadrati a due stadi per il periodo 1951-1973 sono riportate nella tavola 1. In essa sono contenute, per eventuali confronti, anche le stime della equazione [5] effettuate con il metodo dei minimi quadrati ordinari. Nelle regressioni della tavola 1 sono state usate due variabili diverse per il costo alternativo della moneta: la differenza fra il rendimento medio annuale dei buoni del tesoro e il tasso di interesse sui depositi in

¹² Per quanto riguarda un'analisi dettagliata della funzione di reazione delle autorità monetarie italiane e il suo mutamento dopo la metà degli anni sessanta, si veda GIUSEPPE TULLIO: *Monetary Equilibrium and Balance of Payments Adjustment: Empirical Tests of the U.S. and the Italian Balance of Payments*, tesi di Ph. D., the University of Chicago, 1977.

TAVOLA 1

BILANCIA DEI PAGAMENTI ITALIANA, DATI ANNUALI 1951-1973
Stime simultanee dei coefficienti della [5] e della [6]

Tasso di interesse usato	dY	dY ^{T-1}	dDA	dr	è	dDA _w	TFR	D	B
	<i>Regressioni 1 e 2</i>								
d(r _G -r _D /e)	-0.15 (-3.51)	0.40 (9.49)	-0.94 (-10.68)	-172.29 (-2.15)	8315.39 (4.23)	40.82 (5.87)	-0.44 (-12.56)	557.73 (3.06)	-0.50 (-4.43)
dr _F	-0.08 (-2.28)	0.35 (10.34)	-1.04 (-15.71)	-212.86 (-4.92)	7740.32 (5.20)	40.66 (7.82)	-0.44 (13.05)	543.25 (3.06)	-0.51 (-4.70)
	<i>Regressioni 3 e 4 (minimi quadrati ordinari)</i>								
d(r _G -r _D /e)	-0.21 (-3.21)	0.42 (6.40)	-0.75 (-6.16)	-212.72 (-1.72)	6535.89 (2.19)	29.89 (2.94)	0.93	2.12	517.4
dr _F	-0.15 (-2.17)	0.37 (5.71)	-0.84 (-7.26)	-186.06 (-2.22)	6136.30 (2.15)	30.12 (3.12)	0.94	1.99	517.4
							R ²	D.W.	S.E.R.
							0.93	2.12	229.47
							0.94	1.99	218.98
									x
									517.4

N.B. - I valori tra parentesi sono t di Student; \bar{x} è la media dei valori assoluti della variabile dipendente.

conto corrente ($r_G - r_c/c$), e il rendimento delle obbligazioni degli Istituti di credito mobiliare (r_F). La variabile dipendente non è la bilancia dei pagamenti ufficiale, bensì una serie ottenuta correggendo la serie ufficiale per i prestiti compensativi (si veda l'appendice 1 per la fonte dei dati usati).

Con il metodo dei minimi quadrati a due stadi si ottengono delle t di student più elevate, ma nel complesso i valori dei coefficienti non sono molto differenti (tranne che per "è" e dDA_w). Ciò implica che i tentativi di sterilizzare i flussi di riserve non sembrano determinare distorsioni dei coefficienti quando la [5] è stimata con il metodo dei minimi quadrati ordinari.

I risultati della tavola 1 implicano che in media nel periodo in esame erano le variazioni del fabbisogno di cassa del tesoro che determinavano oscillazioni delle attività della Banca d'Italia sull'interno, e queste a loro volta influivano sulla bilancia dei pagamenti. Il risultato più sorprendente della tavola 1 è che i coefficienti di dDA nelle regressioni 1 e 2 non sono significativamente diversi dal loro valore atteso di lungo periodo (-1), il che implica che vi è stata nell'arco annuale e nel periodo in questione una sostituzione completa fra attività della Banca d'Italia sull'interno e attività sull'estero, quando politiche monetarie espansive o restrittive tendevano a far variare DA .

Anche tutti gli altri coefficienti hanno il segno atteso. Per quanto riguarda la loro rispondenza ai valori attesi, va osservato che il coefficiente di dY^p_{-1} è prossimo al suo valore atteso, mentre quello di dDA_w è leggermente superiore. Il coefficiente di "è" è invece pari a circa il 40 per cento del valore atteso di lungo periodo, probabilmente perché una svalutazione esercita il suo effetto complessivo sulla bilancia dei pagamenti in più di un anno.¹³ Il coefficiente del tasso di interesse (dr_F) infine è in valore assoluto all'incirca la metà del suo valore massimo atteso, mentre per l'altro tasso di interesse $d(r_G - r_c/c)$ il coefficiente è sensibilmente inferiore. Il tasso r_F , essendo un tasso nominale, riflette infatti meglio della differenza fra due tassi nominali (cioè di una variabile reale) l'effetto negativo che un aumento del tasso atteso di inflazione esercita sulla domanda di attività monetarie e finanziarie e quindi sulla bilancia dei pagamenti.

Riguardo al coefficiente negativo di dr_F si potrebbe obiettare che la direzione di causalità non sia dall'aumento del tasso atteso di infla-

¹³ Nell'appendice 2 sono riportati i valori attesi dei vari coefficienti.

zione italiano alla bilancia dei pagamenti, ma viceversa, perché le autorità monetarie tendono generalmente a far salire la struttura dei tassi di interesse quando la bilancia dei pagamenti è in forte disavanzo. Se così fosse, il coefficiente di dr_F nelle stime effettuate su dati trimestrali dovrebbe essere più significativo e più elevato dell'analogo coefficiente annuale. Ma il coefficiente di dr_F nelle stime trimestrali, che non sono riportate qui per motivi di spazio, è al limite della significatività e il suo valore è più piccolo del corrispondente coefficiente annuale.

Il grafico 1 pone a confronto i valori effettivi della bilancia dei pagamenti italiana e quelli ottenuti dalla regressione 2 della tavola 1. Da esso si desume che le crisi di bilancia dei pagamenti del 1963, del 1969-70 e del 1972-73 sono ben spiegate dal modello teorico proposto.

Per quanto riguarda le stime effettuate su dati trimestrali, le equazioni stimate differiscono dalla [5] e dalla [6] principalmente per l'inclusione di variabili sfasate, perché è logico attendersi che l'effetto delle variazioni di DA , DA_w ed "è" sulla bilancia dei pagamenti non si esaurisca in un trimestre. Le stime trimestrali effettuate con il metodo dei minimi quadrati a due stadi, separatamente per i periodi 1960-I/1967-II e 1966-IV/1973-IV,¹⁴ confermano nella sostanza i risultati ottenuti su dati annuali e consentono istruttivi confronti.

Infatti la separazione in due sottoperiodi permette di analizzare come gli spostamenti degli obiettivi di politica monetaria dopo la metà degli anni "sessanta" e il passaggio a un sistema di cambi più flessibili hanno modificato la reazione della bilancia dei pagamenti italiana alle principali variabili esplicative. Mentre per il primo sottoperiodo la somma del coefficiente corrente e sfasato di dDA non è significativamente diversa da -1 , per il periodo di maggiore flessibilità dei cambi la somma è significativamente inferiore a -1 .¹⁵ Inoltre i coefficienti correnti e sfasati di dDA_w sono molto significativi per il 1° periodo, ma non lo sono affatto per il 2°. Essendovi,

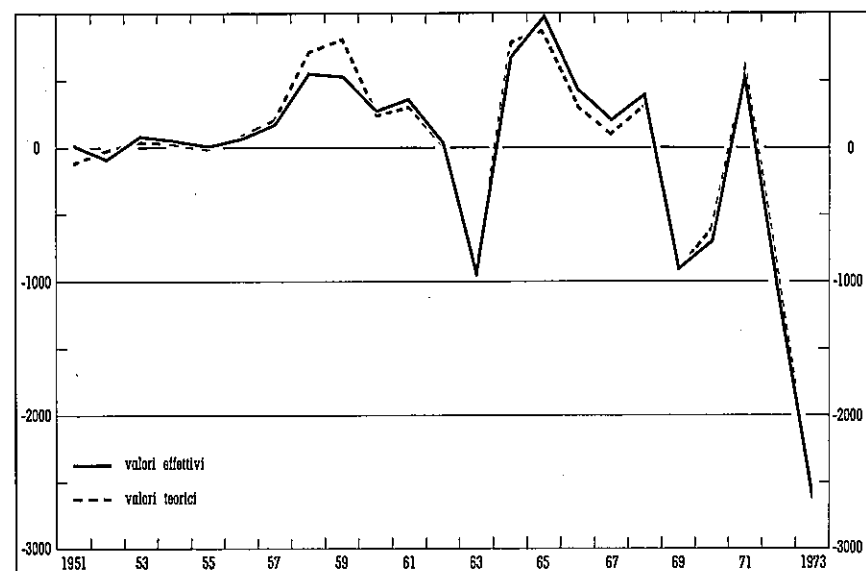
¹⁴ I due sottoperiodi sono sovrapposti per acquisire qualche grado di libertà in più.

¹⁵ Le regressioni trimestrali e i relativi grafici non sono riportati in questo lavoro per motivi di spazio. Una versione dattiloscritta di questo lavoro, che contiene anche regressioni trimestrali, può essere ottenuta, su richiesta, dall'Autore. Qui è sufficiente richiamare l'attenzione sul fatto che il potere esplicativo delle regressioni annuali è maggiore di quelle trimestrali, come è logico attendersi dalla impostazione di medio-lungo periodo dello schema teorico proposto e dalla minore variabilità annuale della bilancia dei pagamenti.

BILANCIA DEI PAGAMENTI ITALIANA
(miliardi di lire)

Regressione 2 della tavola 1

GRAFICO 1



come già osservato, una relazione di dualità tra teoria della bilancia dei pagamenti e teoria del tasso di cambio, il tasso di cambio, quando diventa più flessibile, tende a diventare la variabile che la teoria spiega. Ne segue che, in un mondo in cui i cambi sono più flessibili, l'effetto corrente e sfasato di DA e DA_w sulla bilancia dei pagamenti necessariamente si riduce.

Il coefficiente del fabbisogno di cassa del Tesoro nella funzione di reazione stimata per il 1° sottoperiodo è relativamente basso (0.27) e poco significativo, il che contrasta nettamente con quanto trovato per il secondo periodo (coefficiente pari a 0.77 e significatività molto elevata). Ciò conferma che per il secondo periodo il finanziamento monetario del fabbisogno di cassa del Tesoro è stato il principale fattore determinante le oscillazioni della bilancia dei pagamenti.

Va osservato infine che nella funzione di reazione stimata per il secondo periodo non è stato necessario inserire fra le variabili esplicative variabili di comodo per le esplosioni salariali, mentre per il primo periodo una variabile, che assume il valore +1 nei quattro trimestri del 1963 e nel 1° trimestre del 1964 e zero altrimenti e

che riflette la politica monetaria seguita dalla Banca d'Italia nei confronti dell'esplosione salariale di quel periodo, possiede un elevato grado di significatività.

4. Conclusioni

In questo lavoro è stata avanzata una spiegazione classica delle fluttuazioni della bilancia dei pagamenti italiana nel periodo 1951-1973. Gli anni successivi al 1973 non sono stati inclusi nel periodo di stima per evitare che le stime econometriche dei parametri fossero distorte dal disturbo generato dall'aumento del prezzo del petrolio e della elevata flessibilità dei cambi. Il modello adottato può però contribuire a spiegare anche l'evoluzione della bilancia dei pagamenti e/o del tasso di cambio dal 1975 in poi.

Una delle caratteristiche del modello è che il fabbisogno di cassa del Tesoro è stato considerato come esogeno, e che non si è tentato di spiegare perché abbia subito dilatazioni a partire dalla metà degli anni "sessanta". Né è stata analizzata l'importanza che le rivendicazioni salariali hanno avuto nel determinare l'andamento del fabbisogno di cassa del Tesoro e della variabile DA. Tale analisi spetterebbe agli studiosi del mercato del lavoro, che troppo spesso ipotizzano che la determinante principale dell'inflazione e delle crisi di bilancia dei pagamenti sia l'andamento del salario monetario, trascurando l'analisi delle interrelazioni fra pressioni sindacali, aspettative inflazionistiche, andamento del fabbisogno di cassa del Tesoro, politica dei tassi d'interesse e politica del finanziamento del disavanzo. Non si intende pertanto mettere in dubbio il fatto che, in presenza di tensioni sociali e politiche, DA possa diventare parzialmente endogena (o anche totalmente endogena se le autorità monetarie perseguono una rigida stabilizzazione dei tassi di interesse). Né si intende mettere in dubbio che le origini della crisi economica italiana siano prevalentemente di natura reale e non monetaria.

Si ritiene tuttavia che sia utile distinguere l'analisi delle cause della crisi economica dall'analisi delle fluttuazioni di bilancia dei pagamenti, se non altro perché è utile conoscere i tempi di reazione della bilancia dei pagamenti all'aumento della capacità produttiva del sistema (tempi piuttosto lunghi) o alle espansioni monetarie (tempi più brevi, compresi tra 6 mesi e un anno, quando i cambi sono perfettamente fissi).

Pertanto, quali che siano state le cause della crisi economica italiana e delle espansioni monetarie del periodo in oggetto, le stime empiriche presentate sembrano indicare che i disavanzi di bilancia dei pagamenti a partire dalla fine degli anni "sessanta" ed almeno fino al 1973, sono da ricollegare soprattutto ad eccessive espansioni monetarie in relazione al tasso di sviluppo reale del sistema economico italiano e in relazione alle politiche monetarie seguite dal resto del mondo. Ciò implica che il settore del commercio estero italiano e i movimenti di capitali dell'Italia sono stati nel periodo in esame fondamentalmente stabili, salvo qualche episodio, essendo le ampie fluttuazioni della bilancia dei pagamenti spiegate soprattutto dalla instabilità degli aggregati monetari.¹⁶

Viceversa, l'aumento del prezzo del petrolio del 1974 ha esercitato un tale impatto sulla bilancia commerciale italiana che, per l'anno 1974, la direzione di causalità è stata, almeno in parte, inversa, e cioè dalla bilancia commerciale al mercato monetario interno. Per questo motivo l'anno 1974 è stato escluso dal periodo di stima.¹⁷

GIUSEPPE TULLIO

¹⁶ Di recente è stata avanzata l'ipotesi che la bilancia corrente sia spiegata dal deficit del bilancio statale (teoria di Cambridge). Questa ipotesi è fallace perché non distingue fra finanziamento monetario e non monetario del disavanzo del tesoro. Il modo di finanziamento altera infatti la differenza fra risparmio ed investimenti. Non sorprende perciò che recenti stime empiriche effettuate per l'Italia non diano luogo a risultati del tutto soddisfacenti (VIERI CERIANI, *La controversia di Cambridge: il modello della New School*, dattiloscritto, Banca d'Italia, 1977). Trascurare il canale di finanziamento del disavanzo del tesoro, nella spiegazione dell'intera bilancia dei pagamenti, costituirebbe però un errore ancora più grave, come sembrano indicare le stime presentate in questo lavoro.

¹⁷ Per una acuta analisi di un caso in cui la direzione di causalità è dalla bilancia dei pagamenti al mercato monetario interno, si veda COSTANTINO BRESCIANI TURRONI, "Egypt's Balance of Trade", *Journal of Political Economy*, giugno 1934.

APPENDICE 1

SIMBOLI E FONTE DEI DATI USATI

B=dNIR = Saldo globale della bilancia dei pagamenti italiana al netto dei prestiti compensativi. Fonte: Bollettino Banca d'Italia.

DA = Attività sull'interno della Banca d'Italia, riga 12a più riga 12c dell'IFS.

DA_w = Attività sull'interno del resto del mondo (in dollari). DA_j = attività sull'interno della banca centrale del paese j convertite in dollari al tasso di cambio del 1950. I 12 paesi sono: Stati Uniti, Gran Bretagna, Ger-

mania, Francia, Giappone, Australia, Olanda, Belgio, Svizzera, Svezia, Canada e Danimarca. Fonte: IFS.

- \dot{e} = Variazione percentuale del tasso di cambio effettivo della lira (rispetto ai 12 principali paesi industrializzati del mondo usati per la costruzione di DA_w). Come pesi sono state usate le importazioni italiane da ognuno dei 12 paesi. Fonte: IFS e Direction of Trade del Fondo Monetario.
- $r_{c/c}$ = Tasso di interesse medio sui depositi in conto corrente. Fonte: Banca d'Italia.
- r_F = Rendimento medio delle obbligazioni degli Istituti di credito mobiliare. Fonte: Bollettino Banca d'Italia.
- r_G = Rendimento dei titoli di Stato a medio termine (riga 61b dell'IFS).
- Y^p = Reddito permanente a prezzi correnti = $\sum_{i=0}^4 w_i Y_{t-i}$, dove i pesi w_i , declinanti geometricamente, sono stati arbitrariamente scelti come segue: $w_0 = 0.60$; $w_1 = 0.25$; $w_2 = 0.10$; $w_3 = 0.04$; $w_4 = 0.01$. Non è stato fatto alcun tentativo di cercare la serie di pesi w_i che massimizasse l' R^2 . Fonte: IFS.
- Y = Reddito nazionale a prezzi correnti (Fonte: ISCO).
- TFR = Fabbisogno di cassa del Tesoro. È negativo quando i pagamenti superano gli incassi. Fonte: Banca d'Italia.

APPENDICE 2

CALCOLO DEI VALORI ATTESI DEI COEFFICIENTI DELLE VARIABILI INDIPENDENTI DELLE EQUAZIONI DI BILANCIA DEI PAGAMENTI

Valore medio di M ₂	per il periodo 1951-1973	=	25133	miliardi in Lit.
» » » a	» » »	=	1.85	
» » » Y ^p ₋₁	» » »	=	29200	miliardi in Lit.
» » » DA	» » »	=	4000	» » »
» » » r _F	» » »	=	6.62	per cento
» » » r _G - r _{c/c}	» » »	=	2.92	» » »

Supponendo inoltre che l'elasticità della domanda di moneta rispetto al reddito (η_y) sia pari a 1.2, che l'elasticità della domanda di moneta rispetto a r_F sia pari a -0.20, i coefficienti attesi sono:

$$\alpha_1 = \text{coefficiente di } dY^p_{-1} = \frac{M_2 \cdot \eta_y}{a \cdot Y^p_{-1}} \approx 0.56$$

$$\alpha_2 = \text{» » } dDA \approx -1$$

$$\alpha_4 = \text{» » } \dot{e} = \frac{M_2}{a} \approx 13585$$

$$\alpha_5 = \text{» » } dDA_w = e \cdot \frac{M_2}{M_w} = \frac{M_2}{M_w} \cdot 625 \approx 32$$

$$\alpha_3 = \text{» » } dr_F = -\frac{M_2 \cdot 0.2}{a r_F} \approx -410$$

G. T.