

G. TULLIO

**I MOVIMENTI DI CAPITALI ITALIANI  
IN REGIME DI CAMBI FISSI: UNA RISTIMA DEL MODELLO  
DI KOURI E PORTER**

*Estratto da*

**Contributi alla ricerca economica**

del Servizio Studi della Banca d'Italia

*Dicembre 1977*

**I MOVIMENTI DI CAPITALI ITALIANI  
IN REGIME DI CAMBI FISSI: UNA RISTIMA DEL MODELLO  
DI KOURI E PORTER (\*)**

**1 - Introduzione**

Scopo di questo lavoro è di individuare le determinanti dei movimenti di capitali italiani in regime di cambi fissi.

A tal fine è stata costruita una serie della bilancia dei pagamenti trimestrale, correggendo i dati ufficiali per la variazione della posizione netta sull'estero delle aziende di credito e per i prestiti compensativi. Da essa sono state sottratte le partite correnti (dati di bilancia dei pagamenti economica), ricavando così una serie dei movimenti di capitali. I dati ufficiali delle partite correnti e quelli dei movimenti di capitali, così ottenuti, sono stati quindi modificati per gli anni 1970-71, scorporando dalle partite correnti ed aggiungendo ai movimenti di capitali le stime dei movimenti di capitali nascosti nelle voci « turismo » e « rimesse degli emigrati » ottenute da Chiesa <sup>(1)</sup>.

Nel paragrafo 2 si illustreranno brevemente le caratteristiche del modello proposto <sup>(2)</sup> e si farà qualche cenno alla letteratura più recente sui movimenti di capitali, avendo cura di precisarne i legami con la teoria monetaria della bilancia dei pagamenti. Nel paragrafo 3 sono invece contenute le stime trimestrali dei movimenti di capitali per il periodo dei cambi fissi (1964-71).

(\*) Ringrazio G. Basevi, F. Cotula, G. Cristini, E. Tarantelli e F. Vicarelli per utili suggerimenti avuti.

<sup>(1)</sup> C. CHIESA, *Una stima dei movimenti di capitali nascosti nel turismo e nelle rimesse degli emigrati*, Banca d'Italia, « Contributi alla ricerca economica », n. 4, 1974.

<sup>(2)</sup> Tale modello è quello di P. KOURI - M. PORTER, *International Capital Flows and Portfolio Equilibrium*, « Journal of Political Economy », May-June 1974.

2 - I movimenti di capitali dell'Italia in regime di cambi fissi (1964-1° - 1971-4°)

Il modello adottato per spiegare i movimenti di capitali in regime di cambi fissi, è un modello di aggiustamento di portafoglio, che mette l'accento sul mercato finanziario e monetario. Come già precisato, il modello è preso a prestito da Kouri e Porter (d'ora in avanti: K. e P.), i quali hanno già effettuato delle stime per l'Italia su dati trimestrali dal 1964-1° al 1970-4°. La ristima si è resa necessaria, a giudizio di chi scrive, per una serie di motivi: *a*) la variabile dipendente che essi usano non include la variazione della posizione netta sull'estero delle aziende di credito, né è corretta per i prestiti compensativi; *b*) è desiderabile includere nel periodo di stima l'anno 1971, poiché fino alla fine del 1971 la normativa riguardante i movimenti di capitali è stata relativamente omogenea<sup>(3)</sup>; inoltre i cambi sono stati sostanzialmente fissi fino al 1971 incluso; *c*) K. e P. omettono alcune variabili rilevanti, generalmente perché non ancora disponibili al tempo del loro studio, e ciò probabilmente introduce un *bias* nei loro coefficienti; *d*) K. e P. assumono a priori che l'effetto delle variabili esplicative del modello sui movimenti di capitali si esaurisca in un trimestre, mentre sembra utile sottoporre anche questa ipotesi a verifica empirica. Al fine di chiarire le ipotesi di base della equazione che si intende stimare, è necessario fare alcuni cenni al modello di K. e P.

Essi ipotizzano: *a*) una domanda (consistente) di base monetaria ( $M_{OD}$ ) in funzione del reddito italiano a prezzi correnti ( $Y$ ), della ricchezza finanziaria ( $W$ ), del tasso di interesse italiano ( $R$ ) e di quello estero ( $R^*$ )<sup>(4)</sup>, nonché di un vettore di fattori di rischio ( $E$ ); *b*) una domanda di titoli nazionali da parte di residenti definita al netto della offerta di titoli da parte di residenti ( $B_D$ ) e *c*) una domanda di titoli esteri da parte di residenti ( $B_F$ )

<sup>(3)</sup> Cfr. A. BIAGIOLI, *I movimenti di capitali dell'Italia*, « Rivista internazionale di scienze sociali », mag.-giu. 1975.

<sup>(4)</sup> L'asterisco indica una variabile estera. I prezzi sono supposti costanti.

in funzione delle stesse variabili; *d*) una funzione di domanda netta di titoli nazionali da parte dell'estero ( $B_D^*$ ) perfettamente simmetrica rispetto alla funzione di domanda di titoli esteri dei residenti (nel senso che vi appaiono le corrispondenti variabili estere). Il modello è pertanto dato dalle equazioni: (1) - (4).

$$(1) \quad M_{OD} = L(Y, W, R, R^*, E); L_Y, L_W > 0; L_R, L_{R^*} < 0$$

$$(2) \quad B_D = H(Y, W, R, R^*, E); H_W, H_R > 0; H_{R^*} < 0; H_Y \cong 0$$

$$(3) \quad B_F = J(Y, W, R, R^*, E); J_W, J_{R^*} > 0; J_R < 0; J_Y \cong 0$$

$$(4) \quad B_D^* = F(Y^*, W^*, R, R^*, E); F_W^*, F_R > 0; F_{R^*} < 0; F_{Y^*} \cong 0$$

A fianco di ogni equazione sono indicati i segni ipotizzati delle derivate. Ad esempio,  $L_Y$  indica la derivata della domanda di base monetaria rispetto al reddito.

Il sistema di equazione (1) - (4) rappresenta un modello di scelte di portafoglio alla Markovitz-Tobin<sup>(5)</sup> (dal quale sono ricavati anche i segni ipotizzati delle derivate, nonché la simmetria delle funzioni di domanda), adattato ad una economia aperta. Il modello di Tobin-Markovitz di scelte di portafoglio già era stato adattato allo studio dei movimenti di capitali da Branson<sup>(6)</sup>, ma nella sua formulazione, il legame dei movimenti di capitali con il mercato monetario non era messo in risalto. Inoltre la stima econometrica, nella sua versione del modello di scelte di portafoglio, presentava dei grossi problemi per la simultaneità fra tassi di interesse esteri, tassi di interesse nazionali e movimenti di

<sup>(5)</sup> Si veda ad esempio J. TOBIN, *A General Equilibrium Approach to Monetary Theory*, « Journal of Money, Credit and Banking », n. 1, feb. 1969.

<sup>(6)</sup> W. BRANSON, *Financial Capital Flows in the U.S. Balance of Payments*, Amsterdam, North Holland, 1968.

capitali, simultaneità che è tanto maggiore, quanto più perfetto è il grado di integrazione con l'estero dei mercati finanziari.

Il modello si completa con le identità (5) - (11), nelle quali il simbolo  $d$  indica una differenza prima:

$$(5) \quad M_{os} = NFA + DA$$

$$(6) \quad dDA = -dB_G$$

$$(7) \quad dNFA = MCA + PCO$$

$$(8) \quad MCA = dB^*_D - dB_F$$

$$(9) \quad L(\ ) + H(\ ) + J(\ ) = W$$

$$(10) \quad M_{OD} = M_{OS}$$

$$(11) \quad B_D + B^*_D = B_G$$

L'identità (5) definisce la base monetaria ( $M_{OS}$ )<sup>(7)</sup> come la somma delle sue componenti interna ( $DA$ ) ed estera ( $NFA$ ), mentre la (6) definisce le operazioni di mercato aperto ( $B_G$  sono i titoli di Stato in possesso dell'economia). Essa implica che ogni aumento delle attività della banca centrale sull'interno abbia origine in una operazione di mercato aperto. Sono pertanto esclusi dal modello i casi in cui gli aumenti di  $DA$  abbiano origine in un finanziamento diretto della banca centrale al Tesoro.

La (7) è la definizione della bilancia dei pagamenti, suddivisa fra movimenti di capitali ( $MCA$ ) e partite correnti ( $PCO$ ); la (8) definisce i movimenti di capitali; la (9) è la definizione della ricchezza finanziaria del pubblico ( $W$ ), mentre la (10) definisce l'equilibrio del mercato della base monetaria e la (11) l'equilibrio

(7) Occorre ribadire che i concetti di base monetaria e le sue componenti non corrispondono qui esattamente a quelle delle statistiche ufficiali italiane. Si veda la lista dei simboli e dei dati usati per le stime econometriche in Appendice.

del mercato finanziario. Nella (11) figurano solo i titoli di Stato (*outside bonds*), perché gli altri titoli emessi rappresentano aggiunte alle attività e passività lorde del settore privato e pertanto si annullano. Le variabili supposte esogene sono:  $Y$ ,  $W$ ,  $PCO$ ,  $R^*$ ,  $E$ ,  $B_G$ ;  $DA$  è la variabile monetaria controllata dalle autorità monetarie del paese; nel caso di integrazione finanziaria perfetta con l'estero anche  $R$  diventa esogena, perché il tasso di interesse domestico è determinato dal resto del mondo. Risolvendo il sistema di equazioni (1) - (11) per i movimenti di capitali, sotto l'assunto di integrazione perfetta con l'estero ( $H_R = J_R^* = +\infty$ ;  $H_R^* = J_R = -\infty$ ) e trascurando i fattori di rischio ( $E$ ) e le variabili  $Y^*$  e  $W^*$  si ottiene:

$$(12) \quad MCA = -dDA - PCO + (L_R^* + L_R) dR^* + L_Y dY + L_W dW$$

L'equazione che stimeremo è una versione lievemente modificata della (12), ma prima di passare alle stime empiriche è opportuno soffermarsi brevemente sui legami del modello di  $K$  e  $P$ , con il *monetary approach* e sui principali inconvenienti e difetti del modello.

Il modello sopra descritto presenta notevoli analogie con i modelli della teoria monetaria della bilancia dei pagamenti. Infatti l'ipotesi della stabilità della domanda di base monetaria - equazione (1) - e la suddivisione della base monetaria nelle sue due componenti - identità (5) - sono tipiche anche dei modelli del *monetary approach*<sup>(8)</sup>, i quali però non distinguono fra movimenti di capitali e partite correnti, e perciò non esplicitano le funzioni di domanda di attività finanziarie, perché ridondanti. Infatti, per la legge di Walras, in un mondo con un bene, moneta e titoli, un eccesso di domanda di moneta è identico all'eccesso di offerta congiunta di beni e di attività finanziarie. Quindi, se non interessa conoscere in che misura l'eccesso di domanda di

(8) Si veda ad esempio H.G. JOHNSON, *The Monetary Approach to Balance of Payments Theory*, in «The Monetary Approach to the Balance of Payments», a cura di H.G. Johnson - J.A. Frenkel, London, Allen and Unwin, 1976, cap. 6°.

moneta è collegato ad un eccesso di offerta di beni e in che misura esso è collegato ad un eccesso di offerta di attività finanziarie, è sufficiente esplicitare il mercato monetario. In effetti, essendo l'intera bilancia dei pagamenti, per definizione statistica, un « movimento monetario », la contropartita dell'eccesso di domanda (od offerta) di moneta, non interessa ai fini della analisi dell'intera bilancia dei pagamenti (o dei movimenti di riserve internazionali).

Quanto la equazione (12) sia simile alle equazioni di bilancia dei pagamenti che si ricavano dalle ipotesi della teoria monetaria, si vede portando PCO dal membro di destra a quello di sinistra della (12), ottenendo :

$$(13) \quad dNFA = BP = MCA + PCO = -dDA + (L_R + L_{R^*}) dR^* + \\ + L_Y dY + L_W dW$$

La (13) è in sostanza la equazione ricavata da Johnson<sup>(9)</sup>, salvo che per il coefficiente atteso delle variazioni del tasso di interesse, che è lievemente diverso, e per il fatto che K. e P. assumono che il moltiplicatore della base monetaria sia uguale ad 1 e costante nel tempo. Ne segue che il moltiplicatore della base monetaria non figura nella (12), mentre è presente nelle equazioni di Johnson. Infine K. e P. ipotizzano che il livello dei prezzi sia dato e quindi nella (13) non figurano le variazioni del livello dei prezzi o il tasso di inflazione come variabili indipendenti.

Passiamo ora ad analizzare alcune delle maggiori critiche al modello proposto da K. e P.

- innanzitutto, l'aver trascurato il ruolo del fabbisogno di cassa del Tesoro, e la creazione di base monetaria per finanziare disavanzi statali, comporta un valore atteso del coefficiente di dDA nella (12) pari a meno uno, mentre tenendo conto della variazione della ricchezza finanziaria dovuta alla crea-

(9) H.G. JOHNSON, *The Monetary Approach...*, op. cit.

zione di base monetaria per il finanziamento di disavanzi statali, il coefficiente atteso è minore di 1 in valore assoluto<sup>(10)</sup>;

- sono analogamente trascurati nel modello di K. e P. gli effetti dei disavanzi delle partite correnti sulla ricchezza finanziaria del pubblico. Il valore atteso del coefficiente di PCO nella (12) pari a meno uno, riflette pertanto esclusivamente la distruzione di base monetaria che i disavanzi correnti comportano e la compensazione totale che è necessaria per mantenere inalterata la quantità di base monetaria (equazioni 1 e 10). Ma prendendo in considerazione l'effetto che i saldi correnti hanno sulla ricchezza finanziaria, e questa sulle quantità domandate di base monetaria e attività finanziarie, il coefficiente atteso di PCO è inferiore a 1 in valore assoluto. Si vedrà in seguito che nelle stime dei movimenti di capitali per l'Italia, il coefficiente di PCO viene sempre inferiore alla unità, e ciò potrebbe essere dovuto a questo motivo. La terza critica che si può avanzare a K. e P. è rappresentata dal fatto che nel loro modello il resto del mondo figura in modo esogeno, attraverso il tasso di interesse estero ( $R^*$ ). Il non aver esplicitato la domanda e l'offerta di base monetaria del resto del mondo ha una grossa implicazione: l'esclusione dalla (12) della componente interna della base monetaria del resto del mondo, comporta nelle stime empiriche un *bias* verso zero del coefficiente di dDA, come dimostrato da De Grauwe<sup>(11)</sup>. Nelle nostre stime empiriche dei movimenti di capitali abbiamo pertanto avuto cura di includere le variazioni della componente interna del resto del mondo, sommando le componenti interne dei principali paesi industrializzati espresse in dollari;
- un'ultima critica da fare a K. e P., che riguarda però più la parte empirica del loro lavoro che non quella teorica, è la

(10) M. FRATIANNI, *A Note on the Theory of Offsetting Capital Flows*, « Journal of Monetary Economics », vol. 3, n. 1, 1977.

(11) P. DE GRAUWE, *International Capital Flows and Portfolio Equilibrium: Comment*, « Journal of Political Economy », Oct. 1975. Si veda anche: P. DE GRAUWE, *The Interaction of Monetary Policies in a Group of European Countries*, « Journal of International Economics », Aug. 1975.

loro ipotesi che gli effetti di tutte le variabili esogene del modello sui movimenti di capitali si esauriscano in un trimestre. Ciò è molto lontano dal vero, almeno nel caso dell'Italia, come vedremo in seguito.

K. e P. hanno stimato la (12) con il metodo dei minimi quadrati ad uno stadio per la Germania federale, l'Italia, l'Australia e i Paesi Bassi.

Avendo dimostrato altrove<sup>(12)</sup> che le politiche di sterilizzazione non comportano, nel caso dell'Italia e per il periodo in questione, un *bias* per il coefficiente di dDA nella equazione di bilancia dei pagamenti, è lecito supporre che non vi sia *bias* anche in una equazione di movimenti di capitali come la (12). Al fine di eliminare la causalità bidirezionale fra dDA e la bilancia dei pagamenti, è stata infatti stimata nel lavoro citato una equazione di bilancia dei pagamenti sul tipo della (13) su dati annuali (1951-73) e su dati trimestrali (1960-1° - 1973-3°), con giuntamente ad una « funzione di reazione » della Banca d'Italia, in cui figurano come variabile dipendente la dDA e come variabili indipendenti principalmente la bilancia dei pagamenti, il fabbisogno di cassa del Tesoro e un tasso d'interesse. Il metodo di stima adottato è il metodo dei minimi quadrati a due stadi. E' stato riscontrato che, sia nelle stime basate su dati annuali, sia in quelle basate su dati trimestrali, il coefficiente di dDA ottenuto con il metodo a due stadi non si discosta in maniera significativa dal coefficiente di dDA ottenuto stimando la sola (13) con il metodo dei minimi quadrati ad uno stadio<sup>(13)</sup>. Se ne è tratta quindi la conclusione che in media nel periodo in questione e per intervalli annuali e trimestrali<sup>(14)</sup>, la direzione di causalità era da dDA alla bilancia dei pagamenti e non viceversa.

<sup>(12)</sup> G. TULLIO, *Monetary Equilibrium and Balance of Payments Adjustment: Empirical Tests of the U.S. and the Italian Balance of Payments*, tesi di Ph. D, Università di Chicago, 1977, cap. 3°.

<sup>(13)</sup> Una versione in italiano delle stime della bilancia dei pagamenti e della funzione di reazione italiana sarà pubblicata prossimamente su « Moneta e credito ».

<sup>(14)</sup> E' possibile tuttavia che per intervalli più brevi la direzione di causalità sia inversa.

Procederemo pertanto anche noi alla stima della equazione (12) con il metodo dei minimi quadrati ordinari, aggiungendo alle variabili indipendenti alcune variabili omesse da K. e P.: aspettative di svalutazione del cambio (AS) e variazione dei rapporti di riserva delle banche. Come *proxy* per le aspettative di svalutazione del cambio useremo la differenza fra prezzo del franco svizzero a Zurigo in termini di banconote italiane e cambio ufficiale lira-franco svizzero [ $AS = (eb - eo/eb) 100$ ], dove « eb » è il prezzo del franco svizzero a Zurigo in termini di banconote italiane e « eo » è il cambio ufficiale lira-franco svizzero<sup>(15)</sup>. La variabile che useremo come *proxy* per cogliere l'effetto sui movimenti di capitali della politica della Banca d'Italia nei confronti delle riserve delle banche è la serie degli aggiustamenti della base monetaria di recente costruzione (dAggBM). La logica sottostante alla introduzione di una variabile che colga gli effetti delle variazioni delle riserve obbligatorie delle banche si può illustrare riferendosi alle equazioni (1) e (5) del modello di K. e P. Per semplificare l'analisi essi hanno definito una funzione di domanda e di offerta di base monetaria e non di moneta, ipotizzando implicitamente un moltiplicatore della base monetaria e del credito bancario uguale ad 1. Quando esso è diverso da 1 la (5) diventa

$$(5') \quad Q = a [NFA + DA]$$

dove « a » è il moltiplicatore della base monetaria e Q è la quantità offerta di moneta. Risolvendo il modello con la (5') al posto della (5) si avrà fra le variabili indipendenti dell'equazione dei movimenti di capitali anche « a ». Essendo « a » funzione del rapporto riserve obbligatorie e libere/depositi è lecito usare la variabile dAggBM come *proxy* per le variazioni di « a »<sup>(16)</sup>. Rispetto alla

<sup>(15)</sup> La forte sensibilità del cambio « eb » agli impulsi del mercato è stata dimostrata per il periodo 1973-75 dal lavoro di G. TULLIO, *Equilibrio di portafoglio, espansione monetaria e deprezzamento della moneta: un'indagine econometrica delle determinanti della caduta della lira*, lavoro non pubblicato, Banca d'Italia. E' lecito supporre che tale sensibilità fosse presente anche nel decennio precedente. Anche lo sconto lira-dollaro dà buoni risultati nella stima dell'equazione (12), ma inferiori alla variabile AS.

<sup>(16)</sup> Essendo « a » anche funzione del rapporto circolante/depositi l'utilizzo di dAggBM come *proxy* per le variazioni di « a » implica che il rapporto circolante/depositi rimanga sostanzialmente stabile o almeno che oscilli poco.

formulazione dell'equazione (12) sembra inoltre opportuno sfasare la differenza prima della componente interna della base monetaria, poiché presumibilmente le espansioni monetarie non esauriscono il loro effetto sui movimenti di capitali nell'arco di 3 mesi soltanto. L'equazione che sottoporremo a stima sarà pertanto:

$$(14) \text{MCA} = + \varepsilon_1 dR^* + \varepsilon_2 dY + \varepsilon_3 dW + \varepsilon_4 dDA + \varepsilon_5 dDA_{-1} + \\ + \varepsilon_6 dDA_{-2} + \varepsilon_7 dAS + \varepsilon_8 (d\text{AggBM}) + \varepsilon_9 \text{PCO} + \varepsilon_{10} dDA_E$$

dove  $DA_E$  indica la somma delle attività sull'interno delle banche centrali di 12 dei principali paesi del mondo. Un aumento di AS genera una fuga di capitali ed un aumento di AggBM, che per costruzione indica una politica delle riserve bancarie meno restrittiva, dà origine ad una uscita compensativa di capitali.

In base alle argomentazioni svolte nel paragrafo precedente possiamo quindi affermare che i valori attesi dei coefficienti sono sottoposti ai seguenti vincoli :

$$\begin{aligned} (L_R + L_{R^*}) < \varepsilon_1 < 0 & \quad \varepsilon_2 = L_Y > 0 & \quad \varepsilon_3 = L_W > 0 \\ \varepsilon_4, \varepsilon_5, \varepsilon_6, \varepsilon_7 < 0 & \quad |\varepsilon_4 + \varepsilon_5 + \varepsilon_6| < 1 & \quad \varepsilon_8 > -1 \\ \varepsilon_9 > -1 & \quad \varepsilon_{10} > 0 \end{aligned}$$

### 3 - Le stime empiriche

La tavola 1 della pagina seguente riporta le stime della equazione (14). La variabile  $dW$  (variazione della ricchezza finanziaria) non viene significativamente diversa da zero nemmeno quando si usano delle medie mobili. La costante è anche non significativamente diversa da zero, come predetto dal modello. Con-

Tav. 1  
MOVIMENTI DI CAPITALI DELL'ITALIA  
(dati trimestrali, 1964-71)

N.	PCO	dDA	dDA <sub>-1</sub>	dAggBM	dAS	dt <sub>enl</sub>	dY	dr	R <sup>c</sup> D.W.	S.E. x
(1)	-0,68 (-11,56)	-0,20 (-3,39)	-0,24 (-3,66)	-1,00 (-1,90)	-177,24 (- 2,85)	-119,97 (- 1,07)	—	—	0,89 2,17	156,84 399,76
(2)	-0,69 (-11,76)	-0,21 (-3,58)	-0,25 (-3,86)	-1,16 (-2,30)	-184,74 (- 2,98)	—	—	—	0,89 2,14	157,26
(3)	-0,66 (-10,06)	-0,23 (-3,39)	-0,28 (-3,90)	-1,19 (-2,03)	—	-155,97 (- 1,24)	—	—	0,86 2,04	176,29
(4)	-0,59 (-8,16)	-0,12 (-1,71)	-0,15 (-1,91)	-1,10 (-2,21)	-154,99 (- 2,60)	-206,68 (- 1,82)	-0,30 (-2,09)	—	0,90 1,63	147,62
(5)	-0,69 (-11,56)	-0,21 (-3,34)	-0,25 (-3,73)	-1,13 (-2,17)	-170,97 (- 2,29)	—	—	-35,90 (- 0,35)	0,88 2,16	159,88

N.	PCO	dDA	dDA <sub>-1</sub>	dAggBM	dDA <sub>-1</sub>	dY <sup>m</sup> <sub>-1</sub>	D68/69	D71	R <sup>c</sup> D.W.	S.E. x
(6)	-0,77 (-6,98)	-0,24 (-3,03)	-0,49 (-4,28)	-0,82 (-1,51)	-0,22 (-2,52)	0,59 (2,05)	-154,39 (- 2,04)	—	0,89 2,27	151,20 399,76
(7)	-0,81 (-7,70)	-0,22 (-2,96)	-0,50 (-4,63)	-0,75 (-1,47)	-0,22 (-2,80)	0,57 (2,13)	-130,79 (- 1,82)	319,71 2,11	0,91 2,55	141,77

I valori tra parentesi sono  $t$  di Student e  $x$  indica la media dei valori assoluti della variabile dipendente. D68/69 assume il valore + 1 dal 1968-2° al 1969-3° e zero altrimenti. D71 assume invece il valore + 1 nel 3° trimestre del 1971 (crisi del dollaro e sua svalutazione) e zero altrimenti.

trariamente a quanto ottenuto da K. e P., il coefficiente del reddito corrente ( $dY$ ) ha il segno sbagliato (si veda la regressione 4); tuttavia quando si usano delle medie mobili del reddito per tener conto degli sfasamenti temporali con cui l'aumento del reddito incide sulla domanda di moneta, la differenza prima della media mobile del reddito sfasata di un periodo ( $dY^M_{-1}$ ) viene significativamente diversa da zero (regr. 6 e 7). Il reddito sfasato che dà migliori risultati è costruito come media mobile del reddito di 4 trimestri. Medie mobili a 2, 3, 5, 6 e 7 termini danno infatti risultati inferiori. Il coefficiente del reddito ottenuto implica una elasticità della domanda di moneta superiore all'unità, il che concorda all'incirca con quanto ottenuto stimando direttamente la funzione di domanda di moneta<sup>(17)</sup>.

K. e P. ottenevano invece un coefficiente del reddito corrente positivo e significativamente diverso da zero, probabilmente perché la loro serie dei movimenti di capitali è molto diversa da quella usata in questo lavoro e perché trascurano delle variabili importanti. Il coefficiente di PCO varia tra 0,60 e 0,80 il che implica che i movimenti di capitali compensano le distruzioni (creazioni) di base monetaria dovute ai saldi negativi (positivi) delle partite correnti per circa il 60-80 per cento. Il fatto che questo coefficiente sia inferiore ad uno in valore assoluto può essere dovuto all'effetto dei saldi delle partite correnti sulle variazioni della ricchezza finanziaria e di queste sulla domanda di moneta<sup>(18)</sup>. La somma dei coefficienti di  $dDA$  e  $dDA_{-1}$  è inferiore a 0,50 in valore assoluto nelle regressioni da (1) a (5) in cui non figura la media mobile del reddito. Essendo sfasamenti ulteriori di  $dDA$  in tali regressioni non significativi, si è indotti a ritenere che ciò sia dovuto al fatto che i coefficienti di  $dDA$  e di  $dDA_{-1}$  colgono l'effetto sui movimenti di capitali dell'aumentata offerta di base monetaria interna al netto dell'aumento della domanda dovuto all'aumento del reddito. Infatti nelle regressioni (6) e (7) in cui figura  $dY^M_{-1}$  la somma dei coefficienti correnti e sfasati di

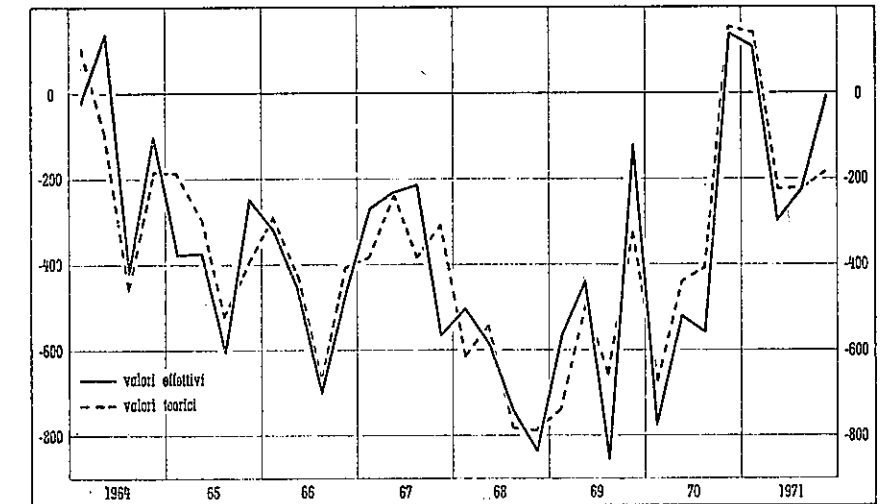
<sup>(17)</sup> Il calcolo esatto della elasticità nel coefficiente di  $dY^M_{-1}$  dipende ovviamente dalla definizione di moneta che si ritiene rilevante.

<sup>(18)</sup> Si vedano le critiche mosse in precedenza al modello di KP.

$dDA$  è solo lievemente inferiore all'unità ( $-0.95$ ). Da questo punto di vista le regressioni (6) e (7) sono senz'altro le più soddisfacenti. In esse tuttavia il coefficiente di  $dr_{EUL}$  non risulta più significativo. Difficile dire da cosa ciò dipenda. Un motivo potrebbe essere la presenza nelle equazioni (6) e (7) di variabili di comodo (particolarmente la  $D68/69$ ), che assumono valore  $+1$  proprio in trimestri in cui il divario fra tassi di interesse italiani e tassi esteri si andava allargando.

Fig. 1

**MOVIMENTI DI CAPITALI DELL'ITALIA**  
(valori teorici ottenuti dalla regressione (7), tavola 1; miliardi di lire)



A conferma della ipotesi di elevata integrazione con l'estero del mercato finanziario italiano osserviamo che il coefficiente di  $dAggBM$  non è mai significativamente diverso da  $-1$ . Infine il coefficiente della *proxy* delle aspettative di svalutazione della lira viene sempre significativamente diverso da zero, tranne quando si aggiunge fra le variabili indipendenti una variabile di comodo che assume il valore  $+1$  dal 2° trimestre del 1968 al 3° del 1969 ( $D68/69$ ), un periodo di aspettative sfavorevoli per la lira. Un'altra variabile di comodo che è stata usata nella regressione (7)



è la D71 che assume valore + 1 nel 3° trimestre del 1971, un periodo di intensa speculazione contro il dollaro <sup>(19)</sup>.

Notiamo infine che il coefficiente di  $dDA_E$  non è mai significativamente diverso da zero e che quando si aggiunge il tasso a lunga italiano alle variabili indipendenti esso viene col segno sbagliato e non significativo (regressione 5); ciò si spiega con la forte dipendenza del tasso italiano da quello estero ipotizzata in questo lavoro.

La figura 1 mostra, infine, una notevole corrispondenza tra l'andamento della serie MCA e i valori teorici ottenuti dalla regressione (7) della tavola 1.

Giuseppe Tullio

<sup>(19)</sup> Il 15 agosto 1971 il dollaro fu svalutato e dichiarato inconvertibile.

#### BIBLIOGRAFIA

- A. BIAGIOLI, *I movimenti di capitali dell'Italia*, « Rivista internazionale di scienze sociali », mag.-giu. 1975.
- W. BRANSON, *Financial Capital Flows in the U.S. Balance of Payments*, Amsterdam, North Holland, 1968.
- C. CHIESA, *Una stima dei movimenti di capitali nascosti nel turismo e nelle rimesse degli emigrati*, Banca d'Italia, « Contributi alla ricerca economica », n. 4, giu. 1975.
- P. DE GRAUWE, *International Capital Flows and Portfolio Equilibrium: Comment*, « Journal of Political Economy », Oct. 1975.
- P. DE GRAUWE, *The Interaction of Monetary Policies in a Group of European Countries*, « Journal of International Economics », Aug. 1975.
- M. FRATIANNI, *A Note on the Theory of Offsetting Capital Flows*, « Journal of Monetary Economics », vol. 3, n. 1, 1977.
- J.A. FRENKEL - H.G. JOHNSON, *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, London, Allen and Unwin, 1976.
- P. KOURI - M. PORTER, *International Capital Flows and Portfolio Equilibrium*, « Journal of Political Economy », May-June 1974.
- H.G. JOHNSON, *The Monetary Approach to Balance of Payments Theory*, in: « The Monetary Approach to the Balance of Payments », a cura di H.G. Johnson - J.A. Frenkel, London, Allen and Unwin, 1976.
- J. TOBIN, *A General Equilibrium Approach to Monetary Theory*, « Journal of Money, Credit and Banking », n. 1, Feb. 1969.
- G. TULLIO, *Monetary Equilibrium and Balance of Payments Adjustment: Empirical Tests of the U.S. and the Italian Balance of Payments*, tesi di Ph.D, Università di Chicago, 1977.
- G. TULLIO, *Equilibrio di portafoglio, espansione monetaria e deprezzamento della moneta: un'indagine econometrica delle determinanti della caduta della lira*, lavoro non pubblicato.
- F. VICARELLI, *L'esportazione di banconote nell'esperienza italiana dell'ultimo decennio: un'analisi quantitativa*, « Studi economici », mag.-ago. 1970.

## APPENDICE

### *Lista dei simboli e dati usati (in ordine alfabetico)*

- AggBM = Serie « Aggiustamento base monetaria », valori cumulati (*Fonte*: Banca d'Italia);
- AS = aspettativa di svalutazione della lira, definita come  $\frac{eb - eo}{eb} \cdot 100$ ;
- d = differenza prima di una variabile;
- DA = attività sull'interno della Banca d'Italia (*Fonte*: linea 12a + linea 12c dell'International Financial Statistics);
- DA<sub>B</sub> = somma delle attività sull'interno delle banche centrali di 12 dei principali paesi industrializzati del mondo (*Fonte*: IFS);
- eb = prezzo del franco-svizzero a Zurigo in termini di banconote italiane, media di dati giornalieri (*Fonte*: Bollettino, Banca Nazionale Svizzera);
- eo = cambio ufficiale lira franco-svizzero, media di dati giornalieri. (*Fonte*: Bollettino, Banca Nazionale Svizzera);
- MCA = movimenti di capitali dell'Italia corretti in modo da includere solo le transazioni autonome (banche comprese, ed inoltre corretti dal 1970 al 1971 per i movimenti di capitali inclusi nelle voci turismo e rimesse (su stime di Chiesa);
- PCO = partite correnti dell'Italia, opportunamente corrette;
- r = rendimento delle obbligazioni degli istituti di credito mobiliare;
- r<sub>EU</sub> = tasso di interesse a lunga sul mercato dell'eurodollaro (*Fonte*: Banca d'Italia, Appendici delle Relazioni annuali);
- W = ricchezza finanziaria dell'Economia (*Fonte*: Banca d'Italia);
- Y = reddito trimestrale a prezzi correnti (*Fonte*: ISCO);
- Y<sup>M</sup> = media mobile del reddito italiano costruito come media mobile a 4 termini di Y.