

GIANCARLO GANDOLFO

RECENTI SVILUPPI
NELLA TEORIA MONETARIA INTERNAZIONALE
E IL PROBLEMA DEL TASSO DI CAMBIO
DI EQUILIBRIO

1. INTRODUZIONE

Numerosi sono i recenti sviluppi nella teoria monetaria internazionale: basti ricordare, tra gli altri, il problema della scelta di un appropriato regime di cambi; la cosiddetta nuova scuola di Cambridge di politica economica in mercato aperto; il problema del circolo virtuoso e/o vizioso cambi-prezzi-cambi; il cosiddetto approccio monetario alla bilancia dei pagamenti; il problema dell'identificazione del tasso di cambio di equilibrio.

I primi due sviluppi sono già stati trattati in precedenti riunioni scientifiche della nostra Società e il terzo sarà esaminato in questa stessa riunione dal collega Basevi. In questa relazione ci si limiterà a qualche cenno all'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti (d'ora in poi AMBP) per poi concentrare l'attenzione sul problema del tasso di cambio di equilibrio. Questa scelta è dovuta sia al fatto che su quest'ultimo problema vertono le ricerche di chi vi parla sia al fatto che in tema di AMBP sono già state effettuate brillanti rassegne da parte di Johnson e seguaci. Una delle ultime è quella apparsa postuma nel numero di agosto 1977 del *Journal of International Economics* (Johnson, 1977). Nello stesso numero è stato pubblicato un articolo piuttosto critico da parte di Hahn (Hahn, 1977), tanto più rilevante quando si pensi che Hahn è spesso citato dai sostenitori dell'AMBP come il loro precursore (Hahn, 1959). Ci si limiterà quindi ad alcuni brevi cenni alla questione, rinviando per maggiori dettagli ai lavori citati ed ai riferimenti bibliografici in essi contenuti.

L'AMBP può essere condensato in alcune proposizioni e corollari, da cui seguono determinate implicazioni di politica economica. Le principali proposizioni sono le seguenti:

Proposizione I. La bilancia dei pagamenti è un fenomeno essenzialmente monetario, nel senso che i suoi squilibri (deficit o surplus) riflettono squilibri sul mercato della moneta (eccesso di offerta o eccesso di domanda) e devono quindi essere analizzati in termini di aggiustamento di stocks monetari (gli stocks correnti si muovono verso gli stocks desiderati, generando flussi di aggiustamento). Come corollario si ha che la domanda di moneta come stock (supposta una funzione stabile di poche variabili macroeconomiche) e l'offerta di moneta rappresentano le relazioni teoriche sulle quali deve concentrarsi l'analisi riguardante la bilancia dei pagamenti.

Proposizione II. L'AMBP è una teoria di lungo periodo, nel quale si assume che la produzione tende al livello di piena occupazione grazie agli aggiustamenti dei prezzi e dei salari.

Proposizione III. L'AMBP ipotizza l'esistenza di un efficiente mercato mondiale dei beni, servizi ed attività finanziarie.

Le principali implicazioni di politica economica sono le seguenti:

Implicazione I. In regime di cambi fissi, la politica monetaria non controlla l'offerta di moneta del paese.

Implicazione II. Il processo di aggiustamento è automatico, nel senso che gli squilibri della bilancia dei pagamenti sono sintomi monetari di squilibri monetari che si cureranno da soli nel tempo senza alcun bisogno di interventi di politica economica sulla bilancia dei pagamenti. Se però il processo naturale di aggiustamento di un deficit non può proseguire a causa dell'esaurimento delle riserve internazionali, la politica appropriata non è una svalutazione del cambio ma una contrazione monetaria.

Come abbiamo già detto, questo complesso di proposizioni ed implicazioni è stato criticato da Hahn (1977) le cui posizioni ci sembrano da condividere; in quanto segue ci baseremo quindi sul suo saggio.

Occorre innanzitutto osservare che, ipotizzando per il momento che nel sistema economico vi sia una sola attività, la moneta, la legge di Walras implica che

$$X_p - B + X_m \equiv 0$$

cioè l'eccesso di domanda di beni (X_p) meno il saldo della bilancia dei pagamenti (B) più l'eccesso di domanda di moneta (X_m) è identicamente nullo. Pertanto, l'affermazione che il saldo della bilancia dei pagamenti coincide con l'eccesso di domanda di moneta è vera soltanto se l'eccesso di domanda di beni è nullo e cioè se il mercato reale è sempre in equilibrio, cosa di cui è lecito dubitare. Se poi introduciamo anche una seconda attività, diciamo titoli pubblici, la legge di Walras implica che

$$X_p - B + X_m + X_b \equiv 0$$

cioè l'eccesso di domanda di beni meno il saldo della bilancia dei pagamenti più l'eccesso di domanda di moneta più l'eccesso di domanda di titoli (X_b) è identicamente nullo. Si può quindi benissimo avere il caso in cui $X_p = X_m = 0$ e $B < 0$ con $X_b < 0$, per cui l'aggiustamento procede senza alcuna variazione dei saldi monetari nelle mani del pubblico. L'argomentazione potrebbe essere estesa (vedasi Hahn, 1977), ma c'è quanto basta per capire che $B < 0$ non è di per sé evidenza che lo stock di moneta è « eccessivo ». Da ciò segue che una politica monetaria restrittiva conseguente a un deficit può non condurre all'equilibrio o può instaurarne uno indesiderabile. Ad esempio, se — com'è opinione generale — l'investimento è il portatore del progresso tecnico e se la politica monetaria restrittiva provoca una caduta dell'investimento stesso, è facile costruire modelli in cui siffatta politica sarebbe dannosa. Naturalmente tutti questi problemi sono per ipotesi inesistenti nello schema AMBP date le proposizioni II e III. Ma, come dice Hahn, Keynes scrisse un intero libro per argomentare il suo caso e non si vede perchè i fautori dell'AMBP debbano « assumere » quello che è, invece, un punto centrale in discussione (e cioè la tendenza automatica all'equilibrio di piena occupazione nel lungo periodo). A parte i dubbi oramai diffusi sul fatto che il lungo periodo di un sistema economico sia adeguatamente descritto da uno « steady state », occorre osservare che il lungo periodo è interessante solo se il

breve periodo conduce il sistema verso di esso; ma il processo di aggiustamento previsto dell'AMBP è anch'esso inadeguato. Porre che l'eccesso di domanda di moneta è uguale all'eccesso della produzione sulla spesa globale (non distinta fra consumo ed investimento) e che la domanda di moneta o, più in generale, lo stock desiderato di attività finanziarie, è una frazione costante del reddito, non pare logicamente convincente nè plausibile nel breve periodo.

Dati i limiti di tempo, ci fermiamo qui e rinviando all'articolo di Hahn (1977) pur ulteriori critiche (tra cui quelle dell'implicazione I) e approfondimenti. Per quanto ci riguarda, pur non condividendo l'AMBP, riteniamo che ad esso si debba dare atto di un merito fondamentale, e cioè di aver attirato l'attenzione sul fatto che negli squilibri della bilancia dei pagamenti e nei relativi processi di aggiustamento occorre aver riguardo agli equilibri e squilibri degli stocks. Naturalmente questo va interpretato non già nel senso — proprio delle versioni più rozze dell'AMBP — che contano *soltanto* gli equilibri e squilibri degli stocks, ma che *anche* essi contano, oltre agli equilibri e squilibri dei puri flussi. Ma se così è, *nihil sub sole novum*. Già nel 1954 Clower e Bushaw avevano attirato l'attenzione in modo rigoroso sulla necessità che la teoria economica consideri simultaneamente stocks e flussi, dimostrando che una teoria di solo flusso come anche una teoria di solo stock sono inerentemente incomplete e possono condurre a conclusioni inesatte.

Veniamo ora all'argomento principale di questa relazione, e cioè al *problema del tasso di cambio di equilibrio*.

Se si esclude una situazione di cambi flessibili completamente liberi ed incontrollati, la determinazione di tassi di cambio di equilibrio è alle fondamenta di qualsiasi sistema monetario internazionale agibile. Oltre ai sistemi « intermedi » (parità mobili, ampliamento dei margini di oscillazione etc. (1)), l'identificazione di tassi di cambio di equilibrio è anche rilevante in un regime di « fluttuazione sporca », allo scopo di avere indicazioni adeguate di valori verso cui le autorità monetarie possono guidare la fluttuazione o, più generalmente, della sostenibilità (misurata da una funzione della distanza fra il cambio in atto e quello di equilibrio) di un qualsiasi specifico tasso di cambio.

(1) Per una rassegna di tutti questi sistemi e per una proposta di uno nuovo, vedasi Cutilli e Gandolfo (1975).

Chi scrive si è dedicato da qualche tempo a ricerche in tema di tasso di cambio di equilibrio, i risultati delle quali sono stati pubblicati nel volume di Gandolfo et al. (1976) e in alcuni articoli precedenti. I risultati empirici ivi presentati coprivano il periodo 1951-73; i dati utilizzati (sia per i numeri indici sia per gli aggregati della contabilità nazionale a prezzi costanti) erano su base 1963. Poichè l'aggiornamento dei dati ha comportato l'utilizzo della nuova base 1970 e, inoltre, degli aggregati macroeconomici derivati dal nuovo sistema europeo dei conti economici integrati (SEC) adottato anche dall'Italia, è stato necessario rivedere completamente tutta la parte empirica del modello. Con l'occasione sono stati apportati anche alcuni raffinamenti, come l'analisi di simulazione nel caso di effetti inflazionistici di una svalutazione. In questo lavoro vengono presentati i nuovi risultati; per comodità del lettore si è ritenuto opportuno riesporre brevemente anche il modello teorico.

2. IL MODELLO.

La definizione di tasso di cambio di equilibrio adottata è quella suggerita da Nurkse (2), secondo cui il cambio di equilibrio è « ... quel tasso che, lungo un certo periodo di tempo, mantiene la bilancia dei pagamenti in equilibrio ». Considerando questa definizione, due punti debbono essere preliminarmente chiariti.

Il primo concerne il termine « bilancia dei pagamenti ». Esistono molti concetti di bilancia dei pagamenti: bilancia commerciale, bilancia merci e servizi, bilancia delle partite correnti, bilancia di base, bilancia dei regolamenti ufficiali, ecc., ciascuno dei quali ha i suoi pro e contro. Nel lavoro originario di Nurkse il tipo di bilancia suggerito (sotto forma di un elenco di voci da escludere dalla bilancia contabile) è ora meglio noto con il nome di « bilancia di base » (bilancia delle partite correnti e dei movimenti di capitale a lungo termine), e tale suggerimento viene accettato dagli autori già citati. A nostro avviso è più appro-

(2) Nurkse (1945), p. 5. Tra i vari lavori recenti che accettano la definizione di Nurkse, v. ad es. Scammell (1974), pp. 447 ss.; Scammell (1975)-pp. 71 ss.; Stern (1973), pp. 140 ss.

priato considerare simultaneamente le indicazioni fornite da parecchi tipi di bilance, anche perchè gli stessi motivi che inducono a suggerire un certo tipo (la bilancia di base) come un indicatore del trend di lungo periodo (dove l'esclusione dei movimenti di capitale a breve termine, perchè sono volatili e reversibili) potrebbero far sorgere perplessità anche sui movimenti di capitale a lungo termine (3). Pertanto riteniamo che, in aggiunta alla bilancia di base, si debbano prendere in considerazione la bilancia commerciale, la bilancia merci e servizi e la bilancia delle partite correnti (4).

Il secondo punto da chiarire concerne la lunghezza del periodo di tempo. Sarebbe privo di senso pretendere che il tasso di cambio mantenga in equilibrio la bilancia dei pagamenti istante per istante, o giorno per giorno, e anche settimana per settimana. D'altra parte anche nell'arco dei mesi possono manifestarsi fluttuazioni stagionali che è bene escludere. Pare quindi esservi consenso sul fatto che il periodo non dovrebbe essere inferiore all'anno. Nurkse suggerisce un periodo di 5-10 anni, ma altri autori (5) suggeriscono un periodo più breve (2-3 anni). Il motivo sottostante il suggerimento di Nurkse era di eliminare, oltre alle fluttuazioni stagionali, anche le fluttuazioni cicliche, mentre i sostenitori del periodo più breve segnalano che nel corso di 5-10

(3) Una citazione da D. T. Delvin (1971), p. 28 dovrebbe bastare: « In base all'attuale sistema di registrazione la distinzione fra capitale a breve e a lungo termine è basata sulla scadenza iniziale del titolo o investimento in questione: un flusso è a lungo termine quando la scadenza iniziale è maggiore di un anno (...). Così, se uno straniero investe in un'obbligazione che quando fu emessa aveva una scadenza ventennale ma che scadrà dopo sei mesi dalla data dell'acquisto, ciò nonostante questo viene contabilizzato come un flusso di capitale a lungo termine (...). Inoltre, sebbene tutti gli investimenti diretti siano considerati movimenti a lungo termine, molti movimenti nei conti intersocietari inclusi negli investimenti diretti sono, di fatto, a breve termine e volatili. Oltre a tali problemi di definizione, le azioni di società statunitensi detenute da stranieri — considerate come una voce a lungo termine — sono facilmente commerciabili e le transazioni ad esse relative possono comportarsi in modo molto simile ai flussi a breve termine ».

(4) Che non esista un qualcosa che si possa definire « la » bilancia dei pagamenti è ben noto. Come una volta è stato molto ben detto dal Comitato Bernstein (1965, p. 101) (in risposta ad uno scrittore di cose finanziarie che aveva detto « Tutto ciò che voglio è un solo numero, senza nessun se, ma, o può darsi »): « ... la nostra risposta principale deve essere deludente. Nessun singolo numero può adeguatamente descrivere la posizione internazionale ... durante un qualsiasi dato periodo ... L'opportuna messa a fuoco dell'analisi cambierà con la natura del problema specifico che viene analizzato ». Pertanto, nel nostro caso è necessario considerare le indicazioni fornite da vari tipi di bilance.

(5) Cfr., ad es., Scammell (1974), p. 448.

anni possono avvenire mutamenti strutturali ed entrare in gioco forze di lungo periodo: queste pure devono essere escluse dall'analisi di equilibrio parziale da cui deriviamo il tasso di cambio di equilibrio. « Nel ricercare, nella nostra definizione, un lasso di tempo che includa il breve periodo ma che non sia troppo disturbato dai cambiamenti del lungo periodo, sembra appropriato un periodo di 2-3 anni » (Scammell, 1975, p. 73). Condividiamo l'opinione di coloro che sostengono un periodo più breve di quello proposto da Nurkse, ma, a questo punto, la fissazione di una durata specifica diventa largamente arbitraria: perchè 2-3 anni e non, poniamo, un anno e mezzo? La scelta, non potendo essere effettuata su basi puramente teoriche, dovrebbe essere effettuata su basi di convenienza pratica. Su tali basi, occorre escludere periodi comprendenti un numero non intero di anni, data l'impossibilità di reperire tutti i dati necessari (6). In secondo luogo, considerando che il nostro modello (vedasi oltre) deve essere stimato sulla base di serie storiche (26 dati annuali al massimo, se si parte dal 1951), la fissazione di un periodo di 2 o 3 anni ridurrebbe il numero delle osservazioni a 13 o 8, troppo poche per effettuare un'analisi econometrica attendibile. Pertanto abbiamo fissato la lunghezza del periodo ad un anno.

Chiariti questi punti preliminari, il passo seguente è la quantificazione del tasso di cambio di equilibrio. L'approccio seguito di solito è di basarsi su una qualche versione, più o meno raffinata, della teoria della parità dei poteri d'acquisto (P.P.P.) (7): « Eppure imperfetta com'è — scrive Scammell (8) — essa è tuttora il solo modo in cui possiamo calcolare una cifra concreta per il tasso di cambio. Conoscendo i suoi trabocchetti e difficoltà dobbiamo, in mancanza di meglio, farne un uso occasionale e cauto (...). Essi [i calcoli P.P.P.] possono servire come guide approssimative, dato che non ne abbiamo altre sottomano ».

(6) Infatti per molti paesi (inclusa l'Italia), non sono disponibili per periodi più brevi di un anno (mese, trimestre, ecc.) dati attendibili relativi a tutte le variabili che possono dover essere considerate.

(7) Per una rassegna critica degli aspetti teorici ed empirici della P.P.P., cfr. Officer (1976). La P.P.P. è stata recentemente riportata in auge dall'« approccio monetario » alla bilancia dei pagamenti cui abbiamo accennato nell'Introduzione. Cfr., in tal senso, la raccolta di saggi a cura di Frenkel e Johnson (1976); vedasi anche OPTICA (1976).

(8) Vedasi Scammell (1974), p. 453. Vedasi anche Scammell (1975), p. 74; Caves e Jones (1973), p. 337.

Dal punto di vista teorico riteniamo che il modo più soddisfacente per determinare il tasso di cambio di equilibrio è nel contesto di un modello di equilibrio generale stock-flussi in cui si tenga adeguatamente conto di tutte le interrelazioni tra il tasso di cambio e le variabili reali e monetarie. Tuttavia la costruzione di un siffatto modello è impresa ardua, da effettuarsi nel lungo periodo; nel frattempo riteniamo utile proporre, in alternativa ai calcoli basati sulla P.P.P., il seguente approccio.

La versione più semplice del modello, che è basato su un approccio di equilibrio parziale, può essere illustrata con riferimento al tasso di cambio di equilibrio commerciale. Poniamo

- MG = quantità di importazioni di merci
 XG = quantità di esportazioni di merci
 PMG = prezzo delle importazioni (in valuta nazionale)
 PXG = prezzo delle esportazioni (in valuta estera)
 r = tasso di cambio a pronti (definito come numero di unità di valuta nazionale per unità di valuta estera).

Le quantità MG e XG saranno funzioni del tasso di cambio e di tutte le altre variabili che la teoria economica e le ricerche econometriche hanno specificato come argomenti di tali funzioni (domanda globale, prezzi relativi, grado di utilizzo della capacità produttiva, ecc.). In generale,

$$MG = f(r; y_1, y_2, \dots, y_a) \quad [1]$$

$$XG = g(r; z_1, z_2, \dots, z_n) \quad [2]$$

dove le variabili y e le variabili z indicano genericamente tutte le summenzionate variabili. Abbiamo di proposito usato simboli e indici diversi per i due insiemi di variabili per tenere conto del fatto che gli argomenti della funzione MG e della funzione XG sono in linea di massima diversi. Naturalmente non possiamo escludere che taluni argomenti siano gli stessi nelle due funzioni, nel qual caso $y_i = z_j$ per qualche indice i e j . Indicando con BT la bilancia commerciale in valuta nazionale, abbiamo

$$\begin{aligned} BT &= r PXG \cdot XG - PMG \cdot MG = r PXG \cdot g(r; z_1, z_2, \dots, z_n) - \\ &- PMG \cdot f(r; y_1, y_2, \dots, y_a) = \\ &= h(r; z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_a; PXG; PMG) \end{aligned} \quad [3]$$

Poichè XG e MG sono flussi, ipotizziamo che essi siano riferiti all'opportuno periodo di tempo (l'anno), sicchè anche BT è definita lungo lo stesso periodo e quindi — secondo la definizione richiamata all'inizio di questa sezione — il tasso di cambio di equilibrio è quel tasso che rende BT uguale a zero, cioè

$$h(r; z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_q; PXG; PMG) = 0 \quad [4]$$

L'equazione [4] fornisce una relazione implicita fra $n + q + 3$ variabili (9). Assumendo che le condizioni matematiche richieste (teorema sulle funzioni implicite) siano soddisfatte, possiamo esprimere una qualsiasi variabile in termini delle rimanenti $n + q + 2$. Scegliendo il tasso di cambio, abbiamo

$$r = \varphi(z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_q; PXG; PMG) \quad [5]$$

In termini matematici, il valore di r espresso dalla [5] è tale che sostituito nella [4] insieme agli n valori delle variabili z , ai q valori delle variabili y ed ai valori di PXG e di PMG , soddisfa identicamente la [4]. In termini economici, il valore di r dato dalla [5] è il tasso di cambio di equilibrio per la bilancia commerciale.

Alternativamente, dato un valore *osservato* della bilancia commerciale, diciamo BT_ω , che corrisponde ad un valore osservato r_ω del tasso di cambio, possiamo calcolare la variazione di r_ω tale da indurre una variazione di BT uguale a BT_ω in valore assoluto ma con segno opposto. Dato che (10):

$$\begin{aligned} \Delta BT &= h(r_\omega + \Delta r; z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_q; PXG; PMG) - \\ &\quad - h(r_\omega; z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_q; PXG; PMG) \end{aligned} \quad [6]$$

poniamo $\Delta BT = -BT_\omega$, cioè

$$h(r_\omega + \Delta r; \dots) - h(r_\omega; \dots) + BT_\omega = 0 \quad [7]$$

e risolviamo per l'incognita Δr , ottenendo

$$\Delta r = \zeta(r_\omega; z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_q; PXG; PMG; BT_\omega) \quad [8]$$

(9) Se, come abbiamo detto sopra, $y_i = z_j$ per qualche indice i e j , le variabili saranno meno di $n + q + 3$, ma ciò è irrilevante per l'analisi seguente.

(10) Occorre usare l'incremento finito e non il differenziale parziale poichè stiamo trattando di variazioni discrete.

Questo secondo metodo equivale a rispondere alla domanda tradizionale « quale ammontare di svalutazione (rivalutazione) sarebbe necessario, *ceteris paribus*, per eliminare un dato deficit (surplus) della bilancia commerciale ». Poichè questo è il modo più abituale di mettere le cose (11), effettueremo i calcoli in base ad esso; naturalmente il tasso di cambio di equilibrio si ottiene immediatamente come la somma di r_ω e Δr .

La stabilità dinamica di questo valore (o valori, se la soluzione non è unica) è cruciale, dato che equilibri instabili non costituiscono una risposta al problema accennato nell'Introduzione. Si può facilmente vedere che le usuali ipotesi di comportamento dinamico del mercato dei cambi esteri danno luogo ad un'equazione differenziale non lineare del primo ordine, di cui occorre esaminare il diagramma di fase. Questa analisi viene effettuata in dettaglio nell'Appendice I del presente lavoro.

Dalla [8] segue che Δr varia al variare degli argomenti e al mutare delle sottostanti forme funzionali f e g . Pertanto, quello che è un tasso di cambio di equilibrio in un dato periodo può cessare di esserlo in un altro periodo. Le equazioni [5] e [8], tuttavia permettono: i) di effettuare previsioni su r se sono disponibili previsioni sui valori degli argomenti (posto che le forme funzionali non mutino, ipotesi abbastanza plausibile nel breve periodo) e ii) di determinare i valori da attribuire alle variabili di politica economica — di fatto, una o più delle variabili z e y possono essere variabili di politica economica — se le autorità monetarie desiderano mantenere un particolare valore di r senza incorrere in rilevanti perdite (o guadagni) di riserve internazionali (12). In ogni caso, in un dato periodo di tempo la differenza percentuale tra il tasso di cambio di equilibrio e il tasso di cambio vigente, $\Delta r / r_\omega$, è una misura precisa dell'entità della sopravvalutazione — se tale differenza è positiva — o sottovalutazione — se è negativa — della valuta nazionale (13), naturalmente dal punto di vista della bilancia commerciale.

(11) Si noti tuttavia che nella nostra analisi, a differenza che nel tradizionale « approccio delle elasticità », il tasso di cambio *non* è l'unico determinante della bilancia commerciale.

(12) Ciò equivale a considerare r come dato nell'equazione [4] e a risolvere per la variabile di politica economica.

(13) Sorge allora il problema di paragonare i risultati del nostro modello con quelli ottenuti da un approccio P.P.P. Questo approccio può anche essere interpretato come proveniente da un modello di equilibrio generale estre-

L'estensione del modello ad altre bilance è immediata.

Nella prossima sezione presentiamo i risultati empirici concernenti i tassi di cambio di equilibrio per la bilancia commerciale, per la bilancia merci e servizi e per la bilancia delle partite correnti.

Per ottenere questi risultati, occorre specificare una funzione delle importazioni e una funzione delle esportazioni, stimarle empiricamente e sostituirle nell'equazione [7], risolvendola poi per Δr .

3. RISULTATI EMPIRICI.

3.1 *La funzione delle importazioni di merci.*

La funzione delle importazioni è specificata come una *funzione di domanda* di importazioni di beni in termini reali, dipendente dalla domanda globale di beni e dal prezzo relativo dei beni nazionali e dei beni importati (14). Recentemente, il grado di utilizzo della capacità produttiva è stato incluso come variabile esplicativa aggiuntiva (15). Un suggerimento alternativo (16) è di ipotizzare che il grado di utilizzo della capacità produttiva

mamente semplificato e basato su ipotesi restrittive. Su basi « a priori » non è possibile dimostrare la superiorità del nostro modello rispetto all'approccio P.P.P., dato che non è possibile mostrare mediante considerazioni puramente teoriche che l'approssimazione al « vero » tasso di cambio di equilibrio ottenuto da un modello di equilibrio generale altamente semplificato basato su ipotesi restrittive è migliore o peggiore dell'approssimazione ottenuta da un modello raffinato di equilibrio parziale basato su ipotesi più realistiche. La risposta — a parte preferenze personali e quindi soggettive — potrebbe essere fornita soltanto conoscendo il termine di paragone dato dal modello « ideale » di equilibrio generale. In mancanza di questo, l'utilità di approcci alternativi riposa nel reciproco paragone e controllo dei risultati che essi consentono.

(14) Poichè stiamo trattando di una funzione di importazione di beni, occorre usare la domanda aggregata di beni; per quanto riguarda la variabile « prezzo relativo », nella sua costruzione occorre usare un indice di prezzo dei beni nazionali (e non indice generale dei prezzi, che include i beni d'importazione).

(15) Cfr., ad es., Leamer e Stern (1970), cap. 2; Gregory (1971); Ahluwalia e Hernandez-Catà (1975). Questa variabile è stata altresì estesamente usata da vari ricercatori italiani in stime della funzione delle importazioni italiane. Per un'esauriente rassegna delle funzioni delle importazioni usate nei modelli econometrici, cfr. P. C. Padoan, appendice 4 in Gandolfo et al. (1976).

(16) Questo è stato avanzato da L. Spaventa in una conferenza tenuta alla riunione scientifica della Società italiana degli economisti svoltasi a Roma l'11 giugno 1975.

influenzi la propensione marginale all'importazione (o l'elasticità, se si utilizza una funzione log-lineare). Dunque le alternative — considerando una funzione log-lineare (17) — sono

$$\ln MG = a_0 + a_1 \ln DG + a_2 \ln \frac{PHG}{PMG} + a_3 \ln KU \quad [9]$$

e

$$\ln MG = b_0 + f(KU) \cdot \ln DG + b_3 \ln \frac{PHG}{PMG}$$

cioè, ipotizzando che $f(KU)$ sia una funzione lineare,

$$\ln MG = b_0 + b_1 \ln DG + b_2 KU \cdot \ln DG + b_3 \ln \frac{PHG}{PMG} \quad [10]$$

ove MG = importazioni di merci a prezzi 1970, DG = domanda globale di merci a prezzi correnti (18), PHG = indice di prezzo

(17) Per quanto riguarda la forma funzionale, abbiamo scelto quella log-lineare perchè ha dato risultati migliori della lineare (\bar{R}^2 e rapporti t più elevati e, soprattutto, nessuna evidenza di autocorrelazione, mentre nella forma lineare il coefficiente DW era sempre al di sotto del limite d_L). Recentemente, Khan e Ross (1977) hanno suggerito un procedimento per decidere l'appropriata forma funzionale quando i tests convenzionali (\bar{R}^2 , rapporti t , DW) sono all'incirca dello stesso grado di bontà (Per un esame critico di tale procedimento, cfr. M. Villani, appendice 6 in Gandolfo et al.). Nel nostro caso, tuttavia, questi tests sono stati sufficientemente migliori nella forma log-lineare per dettarne la scelta. Salvo avvertimento esplicito in contrario, ciò vale per tutte le funzioni riportate in questo saggio.

(18) La (usuale) considerazione della domanda aggregata in *termini reali* insieme con il prezzo relativo implicherebbe che la domanda di importazioni è omogenea di grado zero rispetto ai prezzi assoluti e al reddito monetario (assenza di illusione monetaria), un postulato in cui molti — e noi tra di essi — non credono. Al contrario, la considerazione della domanda aggregata *monetaria* è coerente con la presenza di illusione monetaria. Infatti, si supponga che i prezzi assoluti e il reddito monetario (poichè nella teoria della domanda il reddito è il reddito speso, esso coincide con la domanda monetaria totale; a proposito, questo è il motivo per cui abbiamo considerato la domanda aggregata e non il PNL nelle nostre funzioni) aumentano nella stessa proporzione. Il prezzo relativo non cambia, sicchè non v'è alcun effetto su MG da parte di PHG/PMG , mentre l'aumento di DG provoca un aumento di MG . In ogni caso, abbiamo anche calcolato una regressione di MG su PHG/PMG e sulla domanda aggregata in termini reali, con il risultato che il coefficiente del prezzo relativo è risultato di segno « sbagliato ». Anche una regressione di MG sui prezzi assoluti considerati separatamente e sulla domanda aggregata in termini reali ha dato risultati non buoni (i coefficienti delle due variabili prezzo, sebbene di segno « giusto », erano ambedue non significativi). Infine, abbiamo usato una regressione di tipo [9] ma con i prezzi assoluti considerati separatamente per sottoporre a prova l'ipotesi di omo-

dei beni nazionali, PMG = indice di prezzo dei beni importati, KU = grado di utilizzo della capacità produttiva (per dettagli sui dati, vedasi l'Appendice III).

I risultati sono i seguenti (19):

$$\begin{aligned} \ln MG = & -15,411797 + 1,052980 \ln DG + \\ & \begin{pmatrix} 1,724 \\ 8,939 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 0,021 \\ 51,248 \end{pmatrix} \\ & + 0,967115 \cdot \ln \frac{PHG}{PMG} + 1,956945 \ln KU\% \quad [9.1] \\ & \begin{pmatrix} 0,072 \\ 13,373 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 0,374 \\ 5,232 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0,9925 \quad F = 1.104,573 \quad DW = 1,351 \quad SE = 0,0692$$

e

$$\begin{aligned} \ln MG = & -6,617155 + 0,862092 \ln DG + \\ & \begin{pmatrix} 0,336 \\ 19,695 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 0,038 \\ 22,726 \end{pmatrix} \\ & + 0,216030 KU \cdot \ln DG + 0,961397 \ln \frac{PHG}{PMG} \quad [10.1] \\ & \begin{pmatrix} 0,041 \\ 5,244 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 0,072 \\ 13,291 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0,9925 \quad F = 1.107,402 \quad DW = 1,370 \quad SE = 0,0691$$

Dalla [10.1] risulta che l'elasticità rispetto alla domanda globale è una funzione crescente di KU , che è un risultato sensato.

genità di grado zero rispetto a PHG , PMG e DG . La somma dei coefficienti di regressione di queste tre variabili in forma logaritmica è risultata essere positiva e significativamente diversa da zero, conducendoci così a respingere l'ipotesi in esame e ad accettare l'ipotesi alternativa di presenza di illusione monetaria positiva. La forma [9.1] è stata preferita perchè nella specificazione testè discussa il coefficiente di $\ln PHG$ aveva il segno «sbagliato» e non era significativamente diverso da zero.

(19) I numeri in parentesi sotto i coefficienti di regressione sono gli errori standard e i rapporti t . SE è l'errore standard della stima, \bar{R}^2 il coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà, F il coefficiente F per l'analisi della varianza, DW il coefficiente di Durbin e Watson.

In ambedue le regressioni i coefficienti hanno i segni « giusti » (20) e sono altamente significativi; l'adattamento è molto buono e il coefficiente DW si trova nella regione di indeterminatezza. Si noti altresì che le stime delle elasticità sono del tutto simili: il coefficiente della variabile prezzo relativo è praticamente lo stesso nelle due regressioni e, per quanto riguarda l'elasticità rispetto a DG , il valore di $f(KU)$ per $KU = 0,8874$ (il suo valore medio) è 1,0538, praticamente coincidente con il coefficiente di $\ln DG$ nella [9.1].

Non è quindi facile effettuare una scelta (21); una discriminazione può tuttavia esser fatta sulla base dell'analisi della multicollinearità. Il test globale di Ferrar e Glauber (22) dà 2,170 per l'equazione [9.1] e 31,957 per l'equazione [10.1]: il primo valore non è significativo mentre il secondo segnala la presenza di una grave multicollinearità nell'insieme delle variabili esplicative. Ciò non sorprende, dato che $\ln DG$ e $KU \cdot \ln DG$ sono ovviamente correlate; il secondo ed il terzo stadio della procedura di Ferrar e Glauber confermano questa impressione (23). Di fatto, se si fosse partiti dalla sola [10.1], la [9.1] è la forma cui immediatamente si penserebbe nel tentativo di eliminare la multicollinearità riscontrata nell'eq. [10.1]. Sebbene, come abbiamo visto sopra nella discussione dei coefficienti di regressione, le stime dei parametri non siano influenzate dalla multicollinearità, è probabile che esse siano molto sensibili all'ampiezza del campione, e questo è un grave inconveniente quando si aggiungono nuove osservazioni. Pertanto abbiamo scelto l'equazione [9.1].

(20) Peraltro, il fatto che il coefficiente della variabile prezzo relativo abbia il segno « giusto » va considerato con cautela, a causa dei problemi connessi alla presenza di numerosi indici. Cfr. amplius M. Michelangeli, appendice 3 in Gandolfo et al. (1976).

(21) In ogni caso, è confortante sapere che i calcoli del tasso di cambio di equilibrio hanno dato praticamente gli stessi risultati con ambedue le equazioni.

(22) Sebbene il procedimento di verifica a tre stadi suggerito da Ferrar e Glauber possa essere, e sia stato, criticato da un punto di vista statistico rigoroso (cfr. i vari commenti da parte di autori diversi pubblicati nel numero di agosto 1975 della *Review of Economics and Statistics*, e le citazioni in essi contenute) a nostro avviso esso ha tuttora un utile valore euristico ed empirico.

(23) Gli \bar{R}^2 di ciascuna variabile indipendente rispetto alle altre (secondo stadio) sono altamente significativi per quanto riguarda $\ln DG$ ($F = 31,6$) e $KU \cdot \ln DG$ ($F = 32,0$); infine (terzo stadio), il coefficiente di correlazione parziale tra queste due variabili è anche altamente significativo ($t = 7,69$).

3.2 La funzione delle esportazioni di merci.

Anche questa funzione è orientata verso la domanda, nel senso che si ipotizza che le esportazioni del paese in considerazione, sia esso il paese j , siano determinate dalla domanda degli altri paesi. Questo è standard (24), ma abbiamo sentito la necessità di elaborare un pò questa ipotesi allo scopo di ottenere una chiara indicazione delle variabili esplicative da usare.

L'idea di base è che la quota delle importazioni complessive di ogni paese (sia esso il paese i) che proviene dal paese j è determinata principalmente dalla competitività dei beni del paese j rispetto ai beni degli altri paesi sul mercato d'importazione del paese j . Indichiamo con m_{ji} tale quota: per definizione (25)

$$m_{ji} = \frac{MGV_{ji}}{MGV_i} \quad [11]$$

dove V indica i valori in un'unità comune, diciamo dollari. La ipotesi è

$$m_{ji} = g_{ji} \left(\frac{PGM_{i,i \neq j}}{PMG_{ji}} \right) \quad [12]$$

ove $PGM_{i,i \neq j}$ è il prezzo delle importazioni del paese i da tutti i paesi escluso il paese j e PMG_{ji} è il prezzo delle importazioni del paese i dal paese j , ambedue espressi in unità omogenee. Poichè questi due indici non sono disponibili nè possono essere calcolati, li approssimiamo rispettivamente con PMG_i (l'indice dei prezzi all'importazione del paese i) e con PXG_j (l'indice dei prezzi all'esportazione del paese j).

(24) Per un'esauriente rassegna delle funzioni delle esportazioni usate nei modelli econometrici, cfr. M. L. Petit, appendice 5 in Gandolfo et al. (1976).

(25) Dobbiamo considerare i valori sia per coerenza sia per problemi di aggregazione. Per quanto riguarda la coerenza, consideriamo l'identità $PMG_i MG_i = \sum_{i \neq j} PMG_{ji} MG_{ji} \cdot I PMG_{ji}$, non sono noti, pertanto non è pos-

sibile calcolare i MG_{ji} . Se usiamo PXG_j in sostituzione di PMG_{ji} , la suddetta identità potrebbe essere verificata solo per caso. Per quanto riguarda l'aggregazione, l'eq. [13] — v. oltre nel testo — richiede che le importazioni di tutti i paesi i provenienti dal paese j siano espresse in unità omogenee. Come unità monetaria comune abbiamo scelto il dollaro.

Consideriamo ora la relazione

$$XGV_j = \sum_{\substack{i=1 \\ j \neq i}}^n MG_{V,ji} \quad [13]$$

che è vera come relazione definizionale e può anche valere come condizione di equilibrio se si ipotizza che l'offerta di esportazioni è perfettamente elastica. Dalle equazioni [11]-[13] abbiamo

$$XGV_j = \sum_{i \neq j} g_{ji} \left(\frac{PMG_i}{PXG_j} \right) MG_{V,i} \quad [14]$$

Considerando un'approssimazione lineare delle g_{ji} otteniamo (26)

$$g_{ji} \left(\frac{PMG_i}{PXG_j} \right) = c_{ji} + d_{ji} \frac{PMG_i}{PXG_j} \quad c_{ji} > 0, \quad d_{ji} \cong 0 \quad [15]$$

Pertanto

$$XGV_j = \sum_{i \neq j} c_{ji} MG_{V,i} + \sum_{i \neq j} d_{ji} \frac{PMG_i}{PXG_j} MG_{V,i} \quad [16]$$

ovvero

$$XGV_j = c \sum_{i \neq j} MG_{V,i} + d \sum_{i \neq j} \frac{PMG_i}{PXG_j} MG_{V,i} \quad [17]$$

dove i coefficienti c e d sono medie ponderate dei coefficienti c_{ji} e d_{ji} . Dividendo ambo i membri per $\sum_{i \neq j} MG_{V,i}$ abbiamo

$$\frac{XGV_j}{\sum_{i \neq j} MG_{V,i}} = c + d \frac{PMG_{RW}}{PXG_j} \quad [18]$$

(26) Il segno positivo di d_{ji} riflette l'ipotesi che g_{ji} sia una funzione crescente. Supponiamo che PMG_i aumenti mentre PMG_{ji} rimane costante. A causa di effetti sostituzione, MG_{ji} aumenterà e così $MG_{V,ji}$ aumenterà. Per quanto riguarda $MG_{V,i}$, esso non aumenterà se l'elasticità delle importazioni non è inferiore all'unità, in questo caso m_{ji} aumenta. Se tale elasticità è minore dell'unità, $MG_{V,i}$ aumenterà ed il risultato, finale su m_{ji} dipenderà dalle elasticità di MG_i e di MG_{ji} , ma non sembra irragionevole assumere che normalmente m_{ji} aumenterà. Data questa ipotesi su d_{ji} , a priori non si può fare alcuna ipotesi sul segno di c_{ji} (al contrario, se si assumesse che $d_{ji} < 0$, allora $c_{ji} > 0$ necessariamente, affinché $m_{ji} > 0$).

ove

$$PMG_{RW} = \sum_{i \neq j} PMG_i \frac{MGV_i}{\sum_{i \neq j} MGV_i} \quad [18.1]$$

può essere considerato come un'indice dei prezzi all'importazione del « resto del mondo ». Dunque, la quota della domanda mondiale di importazioni (escluso il paese j) che viene soddisfatta dalle esportazioni del paese j è una funzione della competitività di tali esportazioni, misurata dal rapporto tra l'indice dei prezzi all'importazione del resto del mondo e l'indice dei prezzi alla esportazione del paese j (27). Occorre far notare che in linea di principio tutti i paesi del resto del mondo dovrebbero venire presi in considerazione nella costruzione di PMG_{RW} , ma ciò non è ovviamente possibile, a causa della mancanza di dati. Pertanto si deve introdurre un fattore di correzione dato da

$$U_G = \frac{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^m MGV_i}{\sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n MGV_i} \quad [19]$$

ove n è l'insieme di tutti i paesi del mondo e m è il sottoinsieme dei paesi considerati nella costruzione di PMG_{RW} (28). Quindi la specificazione da sottoporre a verifica è

$$\frac{XGV_j}{\sum_{i \neq j} MGV_i} = c + d U_G \frac{PMG_{RW}}{PXG_j} \quad [20]$$

(27) Sebbene questa sembri una specificazione standard, si deve notare che lo sviluppo teorico dà una chiara indicazione delle variabili di cui servirsi: occorre usare le importazioni mondiali (escluso il paese j) e non le esportazioni mondiali; dal lato prezzi, si deve considerare PMG_{RW} e non un indice dei prezzi all'esportazione mondiali.

(28) Si può dimostrare che l'introduzione di U_G non elimina completamente l'errore nella variabile esplicativa: cfr. Gandolfo et al. (1976), pp. 33 ss. Così, siamo certi che anche la variabile esplicativa è affetta da errore. Per tener conto di ciò, abbiamo anche stimato i coefficienti dell'eq. [20] mediante il metodo Durbin (1954) (come variabile strumentale abbiamo usato il rango) ma i risultati non sono stati praticamente diversi dai risultati *OLS* riportati nel testo.

o, in forma log-lineare (29)

$$\ln \frac{XGV_j}{\sum_{i \neq j} MG\bar{V}_i} = c + d \ln \left(U_G \frac{PMG_{RW}}{PXG_j} \right) \quad [21]$$

Il risultato empirico è il seguente, per $j = \text{Italia}$

$$\ln \frac{XGV}{\sum_{i \neq j} MG\bar{V}_i} = -2,905626 + 2,859709 \ln \left(U_G \frac{PMG_{RW}}{PGX} \right) \quad [21.1]$$

$$\begin{pmatrix} 0,067 \\ 43,509 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 0,332 \\ 8,619 \end{pmatrix}$$

$$\bar{R}^2 = 0,7456 \quad F = 74,282 \quad DW = 0,745 \quad SE = 0,1709$$

Sebbene l'adattamento non sia straordinariamente buono, i coefficienti di regressione sono altamente significativi ed hanno i segni attesi (30). Il coefficiente di Durbin e Watson induce a respingere l'ipotesi di assenza di autocorrelazione: pertanto, è probabile che gli errori standard dei coefficienti siano sottostimati (31).

Esperimenti con variabili esplicative addizionali (grado di utilizzo della capacità produttiva, variabile dipendente ritardata di un periodo (32)) hanno dato risultati peggiori (33). Pertanto abbiamo accettato l'equazione [21.1].

(29) Contrariamente ai risultati rinvenuti nelle stime della funzione delle importazioni — cfr. nota (16) — nella forma log-lineare il coefficiente DW non è migliorato rispetto alla forma lineare. In quest'ultima, tuttavia, gli errori standard erano maggiori relativamente ai coefficienti e lo \bar{R}^2 era più piccolo.

(30) Dalle ipotesi su b_{it} e su a_{it} — cfr. la [15] — segue che $b > 0$ mentre a può avere qualsiasi segno.

(31) Allo scopo di ovviare alla presenza di autocorrelazione, abbiamo usato il procedimento a due stati di Durbin (1960), ma i risultati sono stati deludenti. Anche un procedimento di stima simultanea non lineare — il metodo *RAIS* di Hendry (1970) — ha dato risultati scadenti. Abbiamo pertanto mantenuto l'equazione [21.1]. In ogni caso, le stime dei coefficienti c e d col metodo *OLS* (minimi quadrati ordinari) sono non distorte. Si noti anche che per piccoli campioni come il nostro, può darsi che le stime *OLS* forniscano risultati migliori dei metodi di stima che tengono conto del processo autoregressivo nei residui.

(32) L'uso della forma assoluta [17] invece della forma come rapporto [18] non ha migliorato la situazione.

(33) Ciò, tuttavia, non è sorprendente, dato che se tali variabili hanno un'influenza, è probabile che ce l'abbiano nel breve periodo (diciamo su base trimestrale). Ad esempio, la variabile dipendente ritardata viene inclusa per tener conto di un processo di aggiustamento dei valori effettivi a quelli « desiderati »: se il periodo considerato è sufficientemente lungo perchè tale processo si esaurisca completamente, la sua inclusione nella funzione è ingiu-

3.3 Il tasso di cambio di equilibrio commerciale.

Date le funzioni delle importazioni e delle esportazioni stimate, la bilancia commerciale in valuta nazionale è data da (34)

$$BT = r XGV - \frac{r}{r_\omega} \frac{PMGI}{100} MG \quad [22]$$

ove $PMGI$ è l'indice ISTAT dei prezzi all'importazione (35), da noi usato per deflazionare le importazioni a prezzi correnti, ed il fattore di correzione r/r_ω viene introdotto per tener conto del fatto che se il tasso di cambio varia anche $PMGI$ cambierà nella stessa proporzione. Sostituendo dalle equazioni [9] e [21] previamente trasformate in forma di potenze ed effettuando semplici passaggi (36) otteniamo

$$BT = \alpha r^\beta - \gamma r^\delta \quad [23]$$

ove

$$\alpha = e^c \left(\sum_{i \neq j} MG_{V_i} \right) \left(U_G \frac{PMG_{RW}}{PXG} \right)^d$$

$$\beta = 1 + d \quad [24]$$

$$\gamma = e^{b_0} (DG)^{b_1} \left(\frac{PHG}{PMG} r_\omega \right)^{b_2} (KU\%)^{b_3} \frac{PMGI/100}{r_\omega}$$

$$\delta = 1 - b_2$$

e $c = -2,905626$; $d = 2,859709$; $b_0 = -15,411797$; $b_1 = 1,052980$; $b_2 = 0,967115$; $b_3 = 1,956945$ come risulta dalle [9.1] e [21.1].

stificata. Per quanto riguarda KU , esso dovrebbe rappresentare il lato dell'offerta nella funzione delle esportazioni. Il fatto che questa variabile non è risultata significativa sembra denotare che considerazioni di offerta, se ce ne sono, non hanno rilevanza in un intervallo annuale.

(34) Dato che, per le ragioni spiegate nella sezione 3.2, XGV è espresso in dollari, r è il tasso di cambio lira/dollaro riferito al periodo considerato (cioè è una media annuale di dati giornalieri).

(35) Poichè $PMGI$ è calcolato sulla base dei dati doganali, esso è influenzato dal fenomeno della sovrapprezzatura delle importazioni cfr. Gandolfo (1977). Pertanto, abbiamo calcolato un indice alternativo, PMG , che è stato utilizzato nella variabile « prezzo relativo » della funzione delle importazioni. Le importazioni di beni in termini reali, tuttavia, sono state calcolate deflazionando i valori a prezzi correnti mediante $PMGI$, poichè la sovrapprezzatura influenza principalmente i prezzi e non le quantità.

(36) Nell'effettuarle, occorre ricordare che PXG è espresso in dollari partendo da un indice in valuta nazionale, e PMG in valuta nazionale par-

Segue che

$$\Delta BT = [\alpha (r_\omega + \Delta r)^\beta - \gamma (r_\omega + \Delta r)^\delta] - (\alpha r_\omega^\beta - \gamma r_\omega^\delta) \quad [25]$$

La soluzione dell'equazione non lineare $\Delta BT = -BT_\omega$ ed il problema della stabilità dinamica dell'equilibrio vengono discussi in dettaglio nella Appendice I. I risultati numerici sono presentati nella tavola 1 (quarta e quinta colonna): r_{eT} è $r_\omega + \Delta r$ e % significa $\Delta r / r_\omega$ in termini percentuali. Nell'esaminare i risultati occorre rammentare che una deviazione positiva (negativa) indica di quanto la lira avrebbe dovuto essere *mediamente* svalutata (rivalutata) per ottenere, ceteris paribus, l'equilibrio della bilancia commerciale. Alternativamente tale deviazione percentuale può essere considerata come un indice della sopravvalutazione (sottovalutazione) della lira dal punto di vista della bilancia commerciale.

3.4 *Le funzioni di importazione e di esportazione di beni e servizi e il tasso di cambio di equilibrio per la bilancia merci e servizi e per la bilancia delle partite correnti.*

Dati i nostri scopi, è preferibile considerare funzioni aggregate per i beni e servizi invece di cercare di stimare funzioni distinte per i servizi. La specificazione di queste funzioni aggregate è identica a quella delle funzioni relative alle merci; anche qui sono state effettuate le stesse sperimentazioni descritte nelle sezioni 3.1 e 3.2 con risultati simili.

$$\begin{aligned} \ln MGS = & -12,797568 + 0,869699 \ln DGS + \\ & \begin{pmatrix} 1,249 \\ 10,247 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0,019 \\ 45,586 \end{pmatrix} \\ & + 1,882537 \ln KU\% + 0,891952 \ln \frac{PHG}{PMGS} \quad [26] \\ & \begin{pmatrix} 0,272 \\ 6,928 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0,053 \\ 16,755 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

tendo da un indice in valuta estera. Dato un qualsiasi indice di prezzo in valuta nazionale, diciamo P^A , ed in valuta estera, diciamo P^E , abbiamo $P^E = (r_e / r) P^A$, $P^A = (r / r_e) P^E$, ove r_e è il tasso di cambio del periodo base.

$$\bar{R}^2 = 0,9963 \quad F = 2.217,212 \quad DW = 1,744 \quad SE = 0,0501$$

$$\ln \frac{XGSV}{\sum_{i \neq j} MGSV_i} = -2,923776 + 2,031570 \ln \left(U_{GS} \frac{PMGS_{RW}}{PXGS} \right) \quad [27]$$

$$\begin{pmatrix} 0,051 \\ 57,271 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} 0,257 \\ 7,903 \end{pmatrix}$$

$$\bar{R}^2 = 0,7108 \quad F = 62,457 \quad DW = 0,779 \quad SE = 0,1643$$

Dato che

$$BGS = r XGVS - \frac{r}{r_\omega} \frac{PMGS}{100} MGS \quad [28]$$

abbiamo

$$BGS = \alpha r^\beta - \gamma r^\delta \quad [29]$$

ove

$$\alpha = e^c \left(\sum_{i \neq j} MGSV_i \right) \left(U_{GS} \frac{PMGS_{RW}}{PXGS} \right)^d$$

$$\beta = 1 + d \quad [30]$$

$$\gamma = e^{b_0} (DGS)^{b_1} \left(\frac{PHGS}{PMGS} r_\omega \right)^{b_2} (KU\%)^{b_3} \frac{PMGS / 100}{r_\omega}$$

$$\delta = 1 - b_2$$

e $c = -2,923776$; $d = 2,031570$; $b_0 = -12,797568$; $b_1 = 0,869699$;
 $b_2 = 1,882537$; $b_3 = 0,891952$ come risulta dalla [26] e [27].

Pertanto

$$\Delta BGS = [\alpha (r_\omega + \Delta r)^\beta - \gamma (r_\omega + \Delta r)^\delta] - (\alpha r_\omega^\beta - \gamma r_\omega^\delta) \quad [31]$$

che è della stessa forma dell'equazione [25]. La soluzione di $\Delta BGS = -BGS_\omega$ ha fornito i risultati numerici riportati nella settima e ottava colonna della tavola 1.

Per quanto riguarda la bilancia delle partite correnti, abbiamo

$$BCA = BGS + BUT \quad [32]$$

TABELLA 1

TASSI DI CAMBIO DI EQUILIBRIO PER VARIE BILANCE, ITALIA - 1951-1976

Anno	r_w	BT	r_{rF}	%	BGS	r_{rGS}	%	BCA	r_{rCA}	%
1951	624.877	- 175	654	4,67	- 149	646	3,45	35	620	- 0,84
1952	624.908	- 467	691	10,55	- 372	669	7,05	213	650	4,08
1953	624.894	- 467	692	10,80	- 273	658	5,26	136	641	2,63
1954	624.831	- 402	678	8,58	- 147	648	3,77	47	632	1,20
1955	624.847	- 424	672	7,49	- 148	643	3,05	48	631	0,98
1956	624.865	- 462	664	6,20	- 185	643	2,92	59	631	0,93
1957	624.871	- 480	671	7,43	- 124	636	1,79	23	623	- 0,33
1958	624.771	- 236	647	3,61	- 156	612	- 2,00	347	597	- 4,45
1959	620.791	- 87	628	1,11	312	597	- 3,75	465	586	- 5,58
1960	620.712	- 404	650	4,75	14	620	- 0,13	179	611	- 1,58
1961	620.953	- 362	645	3,86	88	616	- 0,74	296	605	- 2,52
1962	620.746	- 872	670	7,91	- 60	624	0,48	149	613	- 1,20
1963	621.537	- 1.189	681	9,51	- 685	652	4,90	467	642	3,33
1964	624.357	- 403	645	3,23	- 193	616	- 1,38	388	607	- 2,76
1965	624.788	- 404	607	- 2,84	1.164	577	- 7,70	1.380	588	- 9,07
1966	624.410	209	617	- 1,16	1.077	588	- 5,91	1.322	579	- 7,22
1967	624.066	- 13	625	0,07	772	600	- 3,91	999	593	- 5,03
1968	623.339	655	603	- 3,29	1.430	580	- 6,89	1.642	574	- 7,84
1969	627.277	339	617	- 1,57	1.205	597	- 4,86	1.462	591	- 5,84
1970	627.270	- 238	632	0,83	369	620	- 1,22	476	617	- 1,59
1971	618.319	71	617	- 0,24	1.022	598	- 3,37	981	599	- 3,16
1972	583.412	31	583	- 0,10	928	567	- 2,82	1.169	563	- 3,50
1973	582.584	- 2.314	610	4,61	- 1.603	600	2,99	- 1.473	598	2,70
1974	650.309	- 5.521	682	4,86	- 5.156	681	4,68	- 5.179	681	4,63
1975	652.816	- 762	658	0,77	- 541	657	0,56	- 377	656	0,38
1976	832.280	- 3.360	850	2,12	- 2.634	846	1,69	- 2.340	845	1,48

e poichè BUT può essere considerato largamente esogeno, si potrebbe calcolare il Δr per la bilancia delle partite correnti introducendo il termine additivo BUT nelle equazioni per la bilancia beni e servizi. Tuttavia, poichè i trasferimenti unilaterali includono le rimesse degli emigrati, il cui comportamento può essere assimilato ai redditi da lavoro (inclusi nei servizi) e poichè nella bilancia italiana ci sono solo rimesse positive di questo tipo, le abbiamo aggiunte alle esportazioni di beni e servizi, calcolando la seguente regressione

$$\ln \frac{XGSRV}{\sum_{i \neq j} MGSV_i} = -2,899284 + 2,004776 \ln \left(U_{GS} \frac{PMGS_{RW}}{PXGS} \right) \quad [33]$$

$$\bar{R}^2 = 0,7032 \quad F = 60,245 \quad DW = 0,745 \quad SE = 0,1651$$

ove $XGSRV$ indica le esportazioni di beni e servizi più le rimesse degli emigrati. Pertanto, invece dell'equazione [32] abbiamo

$$BCA = BGSR + BUT \quad [32.1]$$

ove $BGSR$ = bilancia merci e servizi più le rimesse degli emigrati, BUT = bilancia dei trasferimenti unilaterali meno le rimesse degli emigrati.

L'equazione per $BGSR$ è della stessa forma dell'equazione [29]; cambiano soltanto i coefficienti c e d , poichè essi ora sono tratti dall'equazione [33]. La soluzione dell'equazione $\Delta BGSR = -BCA_{\omega}$ ha fornito i risultati numerici riportati nelle ultime due colonne della tavola 1.

4. CONCLUSIONI.

In questo saggio abbiamo presentato un modello per la determinazione del tasso di cambio di equilibrio alternativo ai calcoli basati sulla P.P.P. e lo abbiamo stimato con i dati italiani. I risultati empirici rinvenuti sembrano sensati dal punto di vista economico; tuttavia essi devono essere guardati con cautela data la natura di equilibrio parziale del modello. Se, ad esempio, una svalutazione ha un effetto apprezzabile sul prezzo dei prodotti nazionali, essa provocherà un aumento del prezzo dei beni in-

terni e del prezzo (in valuta nazionale) delle esportazioni (37). Ambedue gli effetti contrastano l'iniziale svalutazione, che risulterà insufficiente. Tuttavia, poichè vige la stabilità dell'equilibrio (38), questo processo non è esplosivo finchè l'aumento dei prezzi causato dalla svalutazione è proporzionalmente minore della svalutazione stessa, ma occorrerà una svalutazione maggiore di quella indicata dai nostri calcoli (39). Anche questa conclusione, tuttavia, deve essere considerata con cautela, poichè essa trascura altri effetti, in particolare le interazioni fra r e gli altri argomenti, di cui si dovrebbe tener conto e che dovrebbero essere specificate. Tutto ciò, peraltro può essere effettuato soltanto nel contesto di un modello dinamico di equilibrio generale macroeconomico finalizzato alla determinazione del tasso di cambio di equilibrio.

(37) Si potrebbe inoltre verificare l'ulteriore fenomeno che gli esportatori, a parità di prezzi in valuta nazionale, trasferiscono soltanto una parte della svalutazione in una riduzione dei prezzi in valuta estera. Dal punto di vista formale, ciò può essere trattato come un aumento dei prezzi in valuta nazionale dei beni esportati.

(38) Cfr. le appendici I e II.

(39) Questi potrebbero venir aggiustati per tener conto degli effetti in esame introducendo nel nostro modello dei parametri che esprimono le frazioni dell'incremento proporzionale del tasso di cambio che vengono trasferite sui prezzi. Il modello potrebbe quindi venire simulato per valori alternativi di questi parametri. Un esercizio di questo tipo è effettuato nell'appendice II.

Appendice I: ESISTENZA E STABILITÀ DINAMICA DEL TASSO DI CAMBIO DI EQUILIBRIO.

Esamineremo soltanto il tasso di cambio di equilibrio commerciale; la trattazione può venire agevolmente estesa agli altri tassi di cambio di equilibrio.

Consideriamo l'equazione [7] del testo. Invece di risolverla per l'incognita Δr , è più facile risolverla per $r_e = r_\omega + \Delta r$. È anche evidente che, quando sostituiamo le funzioni stimate nella formula generale, $h(r_\omega; z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_q; PXG; PMG)$ diventa \hat{BT}_ω , cioè il valore stimato della bilancia commerciale per $r = r_\omega$. Pertanto abbiamo (40)

$$h(r_e; z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_q; PXG; PMG) + \mathfrak{S} = 0,$$

$$\mathfrak{S} = BT_\omega - \hat{BT}_\omega \quad [A.1]$$

Sostituendo dall'equazione [25] del testo otteniamo

$$\alpha r^\beta - \gamma r^\delta + \mathfrak{S} = 0 \quad [A.2]$$

(40) È interessante notare che l'equazione [A.1] può anche essere ottenuta con il seguente procedimento. Si consideri la bilancia commerciale stimata «aggiustata», $\hat{BT}^e = h(r; z_1, z_2, \dots, z_n; y_1, y_2, \dots, y_q; PXG; PMG) + \mathfrak{S}$, ove il «fattore di correzione» \mathfrak{S} ha lo scopo di rendere $\hat{BT}^e = BT_\omega$ quando $r = r_\omega$. Si calcoli quindi il tasso di cambio di equilibrio ponendo $\hat{BT}^e = 0$: il risultato è l'equazione [A.1]. Seguendo questa linea di ragionamento, si può vedere che la necessità di una siffatta correzione sorge dal fatto che, a causa di errori di stima, la bilancia commerciale stimata \hat{BT}_ω può essere diversa dalla bilancia commerciale osservata BT_ω . Quando questa differenza è tale che le due bilance in questione hanno segni diversi, le indicazioni ottenute calcolando il tasso di cambio di equilibrio dall'equazione $\hat{BT} = 0$ sono errate anche qualitativamente: se, poniamo, $\hat{BT}_\omega > 0$ e $BT_\omega < 0$, allora $\hat{BT} = 0$ dà $r_e < r_\omega$ (una rivalutazione) laddove è necessaria una svalutazione. Tutti questi problemi scompaiono considerando \hat{BT}^e .

Un'analisi generale di questa equazione non lineare può essere effettuata graficamente. La (o le) soluzione reale e positiva dell'eq. [A.2] è data dalla (o dalle) intersezione delle funzioni $\alpha r^\beta + \vartheta$ e γr^δ nel primo quadrante. Occorre distinguere due casi: $\delta < 0$ e $\delta > 0$ (41).

Si consideri dapprima la fig. 1, ove $\delta < 0$. Poichè γr^δ è monotona decrescente, convessa verso l'origine e asintotica agli assi, mentre αr^β è monotona crescente, c'è sempre una radice positiva unica indipendentemente dal segno di ϑ .

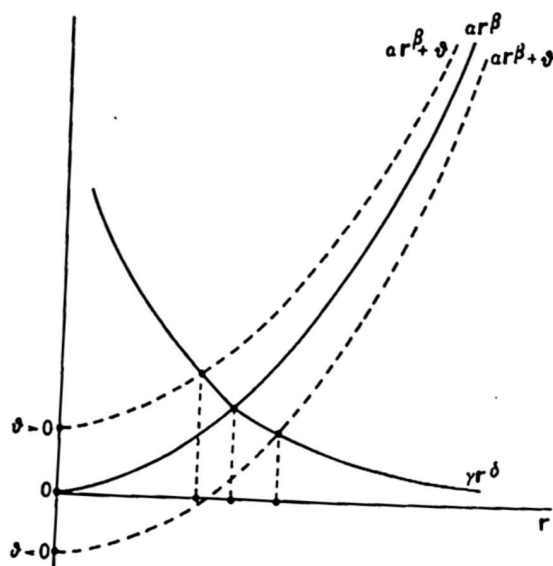


Figura 1

Consideriamo poi il caso $\delta > 0$: qui γr^δ è monotona crescente e concava verso il basso (42). Si può vedere dalla fig. 2.a che se

(41) Nei nostri risultati empirici abbiamo sempre trovato $\delta > 0$; tuttavia, poichè δ è uno meno l'elasticità delle importazioni rispetto al prezzo relativo e dato che l'intervallo di confidenza di questa elasticità include l'unità, il caso $\delta < 0$ non può essere escluso a priori.

(42) Ciò implica l'ipotesi $\delta < 1$, che è stato il caso verificatosi in tutti i nostri risultati empirici (δ è stato significativamente minore di 1 anche al livello del 99,99%). Sebbene dal punto di vista teorico il caso $\delta > 1$ non possa essere escluso, lo riteniamo molto improbabile, perchè vorrebbe dire

$\vartheta < 0$ esiste sempre un'unica soluzione positiva, mentre se $\vartheta > 0$ possono verificarsi tre casi: due radici positive (fig. 2.b); una radice doppia positiva (se capita che $\alpha r^\beta + \vartheta$ è tangente a γr^δ); nessuna radice reale (se $\alpha r^\beta + \vartheta$ si trova interamente al di sopra di γr^δ). Nei nostri calcoli il caso di assenza di radici reali (43) e quello di radice doppia non si sono mai verificati.

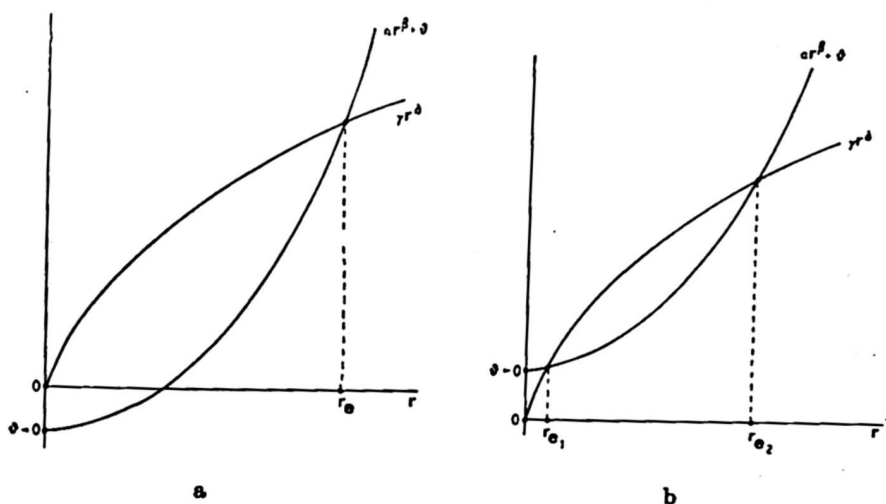


Figura 2

La possibilità di due radici positive non ci deve sorprendere: in economia internazionale, infatti, equilibri multipli sono stati analizzati fin dal 1877 da un punto di vista teorico (44) sebbene,

che l'elasticità delle importazioni rispetto al prezzo relativo è negativo (i beni importati sono inferiori come complesso). Pertanto non c'era motivo di estendere l'esercizio tassonomico all'esposizione del caso $\delta > 1$.

(43) Se si verifica il caso di nessuna soluzione reale, si può adottare la seguente via d'uscita. Dapprima si calcoli r_e da $B\bar{T} = 0$. Ciò può dare risultati errati come spiegato nella nota (40). Poi si calcoli il tasso di cambio che renderebbe il valore stimato della bilancia commerciale uguale al valore effettivo, cioè si ponga $B\bar{T} = BT_\omega$ e si risolva per r ottenendo, diciamo, r^* . Si calcoli la variazione percentuale di r_e rispetto a r^* , $(r_e - r^*)/r^*$ e la si applichi al tasso di cambio osservato r_ω per ottenere $r'_e = r_\omega (r_e/r^*)$.

(44) Ci riferiamo al lavoro pionieristico di A. Marshall (1877). Il suo contesto, tuttavia è diverso dal nostro. Per una trattazione teorica del problema degli equilibri multipli nel contesto dell'economia monetaria internazionale vedasi Schmen (1969), cap. I.

a quanto ci risulta, finora mai investigati empiricamente. La discriminazione fra i due valori può essere effettuata sulla base dell'analisi della stabilità dato che — come abbiamo detto nella sezione 2 del testo — equilibri instabili non sono una soluzione al problema delineato nell'Introduzione. Ciò ci induce ad esaminare la stabilità dinamica.

L'usuale ipotesi dinamica sul comportamento del mercato dei cambi esteri — il tasso di cambio si svaluta (rivaluta) se l'eccesso di domanda di valuta estera è positivo (negativo) (45) — dà luogo alla seguente equazione differenziale (46)

$$\dot{r} = -v(\alpha r^\beta - \gamma r^\delta + \vartheta) \quad v > 0 \quad [\text{A.3}]$$

Questa è un'equazione differenziale non lineare del primo ordine; ai nostri scopi è più conveniente effettuare un'analisi qualitativa mediante un diagramma di fase (47). Indicando con $\xi(r)$ il membro di destra della [A.3], abbiamo $\xi(r) = 0$ per gli stessi valori di r dati dalla [A.2]. Per quanto riguarda l'andamento della $\xi(r)$ si consideri

$$\begin{aligned} \xi'(r) &= -v(\beta \alpha r^{\beta-1} - \delta \gamma r^{\delta-1}) \\ \xi''(r) &= -v[(\beta-1)\beta \alpha r^{\beta-2} - (\delta-1)\delta \gamma r^{\delta-2}] \end{aligned} \quad [\text{A.4}]$$

Se $\delta < 0$, allora $\xi'(r) < 0$ per qualsiasi $r > 0$ e $\xi''(r) \cong 0$ per $r \cong \left(\frac{(\delta-1)\delta\gamma}{(\beta-1)\alpha}\right)^{\frac{1}{\beta-\delta}}$. Pertanto abbiamo il seguente diagramma di fase, corrispondente alla fig. 1.

■ (45) Stiamo naturalmente assumendo che l'eccesso di domanda rilevante sia quello proveniente dalle transazioni su merci. Nell'analizzare altre bilance, l'equazione [A.3] dovrebbe venire cambiata in conformità. Notiamo altresì che usiamo la bilancia commerciale stimata «aggiustata». Questa è la cosa logica da fare per i motivi spiegati nella nota (40).

(46) Si otterrebbero gli stessi risultati qualitativi se invece dell'eq. [A.3] si usasse la più generale relazione $\dot{r} = f(\gamma r^\delta - \alpha r^\beta - \vartheta)$, ove f è una funzione che mantiene il segno e $f'(0) > 0$.

(47) Vedasi, ad es., Gandolfo (1971), appendice III, par. 5.1.

L'unico punto di equilibrio è globalmente stabile.

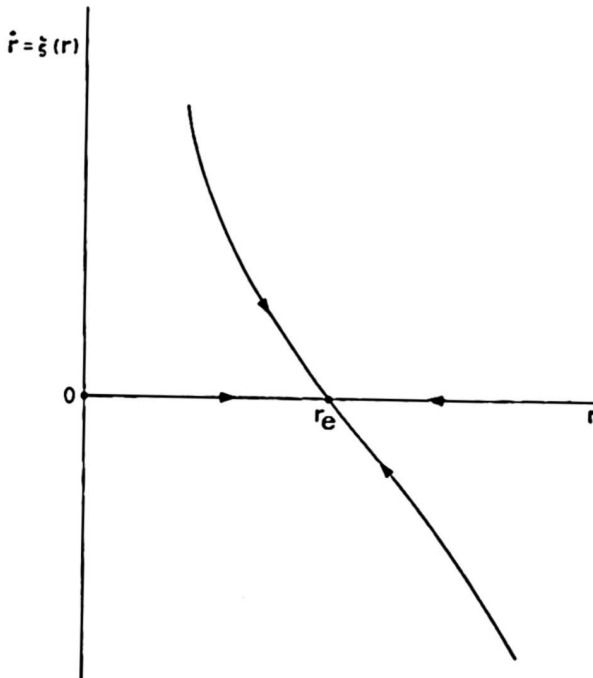


Figura 3

Se $\delta > 0$, $\xi'(r) \equiv 0$ per $r \equiv \left(\frac{\delta \gamma}{\beta \alpha}\right)^{\frac{1}{\beta - \delta}}$ e $\xi''(r) > 0$ per qualsiasi $r > 0$. Pertanto abbiamo i seguenti diagrammi di fase, corrispondenti rispettivamente alle figg. 2.a e 2.b (48).

L'unico punto di equilibrio nella fig. 4.a è globalmente stabile; nella fig. 4.b la radice minore è instabile mentre la maggiore è stabile. Pertanto, soltanto questa seconda radice è rilevante.

Naturalmente i risultati di questa appendice dipendono dalla forma delle funzioni usate; con altre forme funzionali potrebbe darsi che i risultati ottenuti fossero diversi. Di fatto si può dimostrare che se si usano funzioni lineari (49), l'equazione che

(48) Per brevità non abbiamo tracciato il diagramma del caso limite di una radice doppia. Si può facilmente mostrare che in questo caso il punto di equilibrio è stabile da un lato e instabile dall'altro. Cfr. Gandolfo (1971), appendice III, par. 5.1.

(49) Per questo caso, cfr. Gandolfo et al. (1976), sezione III.4.

definisce il cambio di equilibrio è un'equazione di secondo grado, con due radici reali (equilibri multipli); tuttavia, soltanto la maggiore (e positiva) di queste è dinamicamente stabile e quindi economicamente significativa. Sebbene da un punto di vista teorico non sia possibile dimostrare che in generale esiste almeno un equilibrio stabile ad un valore positivo e finito del tasso di cambio (50), i risultati empirici sinora ottenuti nella nostra ricerca ci inducono ad avanzare in via provvisoria l'ipotesi che tale proposizione è valida per quanto riguarda l'Italia.

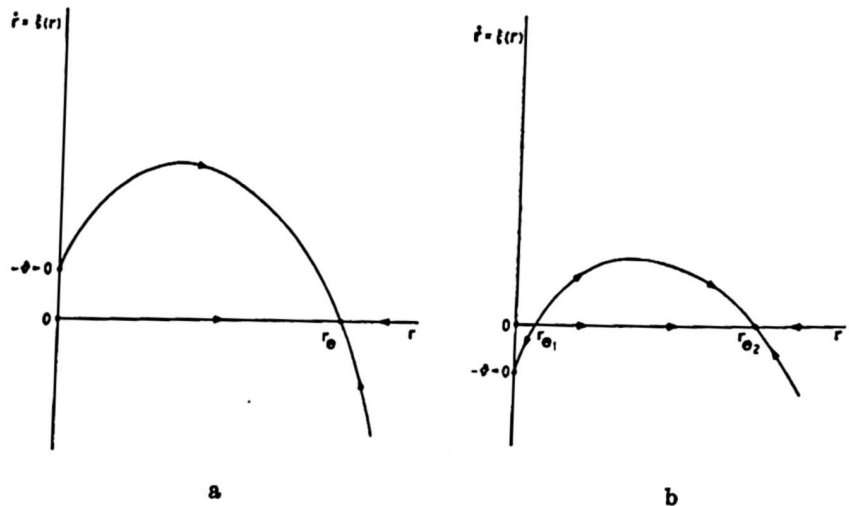


Figura 4

(50) Questa proposizione era la questione in discussione nella controversia tra Bhagwati-Johnson e Sohmen nel 1960-61. Per una rassegna e bibliografia, cfr. Chipman (1965), pp. 728 ss.; vedasi anche Sohmen (1969), cap. I.

Appendice II: UN ESERCIZIO DI SIMULAZIONE.

Come abbiamo affermato nel testo — vedasi la sezione 4 e la nota (39) — il nostro modello può venir simulato per tener conto delle variazioni dei prezzi indotte dalle variazioni di r . Sia P un prezzo e s la frazione della variazione proporzionale del tasso di cambio che viene trasferita sul prezzo stesso, cioè

$$\frac{\dot{P}}{P} = s \frac{\dot{r}}{r} \quad 0 \leq s < 1 \quad [\text{A.5}]$$

Integrando abbiamo

$$P = A r^s \quad [\text{A.6}]$$

dove A è una costante arbitraria il cui valore può essere determinato servendosi del fatto che quando $r = r_\omega$, P deve essere uguale al prezzo corrente (osservato in corrispondenza di r_ω), sia esso P_ω . Segue che $A = P_\omega / r_\omega^s$, e quindi

$$P = P_\omega r_\omega^{-s} r^s \quad [\text{A.7}]$$

Si consideri ora a mo' d'esempio la bilancia commerciale, e sia s_1 il valore di s che si applica ai prezzi all'esportazione (espressi in valuta nazionale) e s_2 il valore di s che si applica al prezzo dei beni nazionali domandati dai residenti. Si può allora agevolmente constatare che i coefficienti dell'equazione di base diventano

$$\begin{aligned} \alpha' &= \alpha r_\omega^{s_1} \\ \beta' &= \beta - a_1 s_1 \\ \gamma' &= \gamma r_\omega^{-b_1 s_1} \\ \delta' &= \delta + b_2 s_2 \end{aligned} \quad [\text{A.8}]$$

ove i coefficienti ai membri di destra sono come definiti nel testo - vedasi l'eq. [24].

Si consideri ora l'equazione

$$H(r, s_1, s_2) = \alpha' r^{\beta'} - \gamma' r^{\delta'} + \vartheta = 0 \quad [\text{A.9}]$$

che è della stessa forma dell'eq. [A.2] e la cui soluzione per dati s_1, s_2 fornirà il valore di equilibrio del tasso di cambio che tiene conto delle variazioni indotte dei prezzi. Servendoci del teorema sulle funzioni implicite otteniamo

$$\frac{\partial r}{\partial s_1} = \frac{H_{s_1}}{H_r} \quad [\text{A.10}]$$

$$\frac{\partial r}{\partial s_2} = \frac{H_{s_2}}{H_r}$$

Ora, $H_r > 0$ nell'intorno di un punto di equilibrio stabile. Finchè s_1, s_2 sono minori dell'unità, l'equazione differenziale di base conserva le stesse proprietà qualitative analizzate nell'Appendice I, e quindi esiste un punto di equilibrio stabile. Pertanto dobbiamo soltanto considerare H_{s_1} e H_{s_2} , che sono

$$H_{s_1} = a_1 \alpha' r^{\beta'} (\ln r_\omega - \ln r) \quad [\text{A.11}]$$

$$H_{s_2} = b_2 \gamma' r^{\delta'} (\ln r_\omega - \ln r)$$

ove \ln è il logaritmo in base e . Segue che se il tasso di cambio di equilibrio è maggiore del tasso di cambio osservato ($r > r_\omega$), allora H_{s_1} e H_{s_2} sono ambedue negativi, e quindi $\partial r / \partial s_1$ e $\partial r / \partial s_2$ sono ambedue positive (51). Così, quando c'è un deficit, il tasso di cambio di equilibrio è una funzione crescente sia di s_1 sia di s_2 , che naturalmente è quanto ci aspettavamo da un punto di vista economico. La tavola 2 fornisce i risultati delle simulazioni per l'anno 1976 e per s_1, s_2 che variano da 0 a 0.9 ad intervalli uguali di 0.1. Il caso $s_1 = s_2 = 0$ corrisponde al risultato fornito nel testo, tavola 1.

(51) Naturalmente, se $r < r_\omega$, allora $\partial r / \partial s_1$ e $\partial r / \partial s_2$ sono entrambe negative. Ciò è una conseguenza della simmetria dell'equazione [A.5]. È tuttavia concepibile che una siffatta simmetria non valga, cioè che il valore di s quando \dot{r}/r è negativa sia diverso da quello che si ha quando \dot{r}/r è positiva.

TABELLA 2
SIMULAZIONI RELATIVE AL TASSO DI CAMBIO DI EQUILIBRIO COMMERCIALE - 1976

s_2 \ s_1	0	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
0	849,96	851,40	853,10	855,13	857,60	860,66	864,58	869,74	876,86	887,33
0,1	850,36	851,88	853,66	855,81	858,44	861,72	865,95	871,60	879,52	891,45
0,2	850,79	852,37	854,26	856,53	859,33	862,86	867,45	873,65	882,52	896,23
0,3	851,23	852,90	854,88	857,30	860,29	864,09	869,08	875,94	885,93	901,86
0,4	851,70	853,45	855,55	858,11	861,31	865,42	870,88	878,49	889,84	908,58
0,5	852,18	854,03	856,25	858,99	862,42	866,87	872,86	881,36	894,37	916,77
0,6	852,70	854,64	857,00	859,92	863,62	868,46	875,06	884,62	899,68	926,95
0,7	853,24	855,30	857,80	860,92	864,91	870,19	877,51	888,34	906,01	939,97
0,8	853,81	855,99	858,65	862,00	866,32	872,11	880,27	892,65	913,66	957,24
0,9	854,41	856,72	860,56	863,16	867,80	874,23	883,39	897,68	923,12	981,33

L'esercizio effettuato in questa appendice conferma quanto affermato nel testo, che quando i prezzi dei prodotti nazionali aumentano in conseguenza di una svalutazione, per eliminare un dato deficit è necessaria una svalutazione più ampia di quella indicata nella tavola 1. Occorre tuttavia sottolineare che siamo tuttora in uno schema di equilibrio parziale, che fornisce risultati approssimati. In conseguenza delle variazioni dei prezzi e delle importazioni, anche DG cambierà e così via; il risultato finale dipenderà dall'interrelazione fra tutte le variabili rilevanti. Questo risultato, come abbiamo detto nel testo, può essere ottenuto soltanto mediante un modello macrodinamico di equilibrio generale finalizzato alla determinazione del tasso di cambio di equilibrio.