

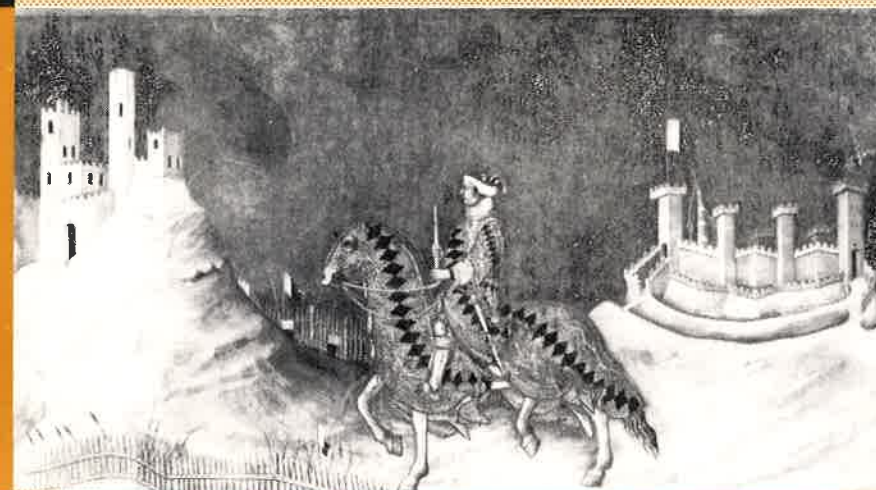
UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI SIENA



QUADERNI DEL DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA POLITICA

Giulio Cifarelli

LA RAZIONALITA' DEL TASSO DI CAMBIO
A TERMINE E LE "NOTIZIE":
UNA ANALISI EMPIRICA



**QUADERNI DEL DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA POLITICA**

COMITATO SCIENTIFICO

**MARCELLO DE CECCO
MASSIMO DI MATTEO
RICHARD GOODWIN
SANDRO GRONCHI
MICHIO MORISHIMA
MARIO NUTI
LIONELLO PUNZO
SILVANO VICARELLI**

•Redazione: Dipartimento di Economia Politica, Piazza S. Francesco, 17 -53100
Siena- tel. 0577/298620

•La Redazione ottempera agli obblighi previsti dall'Art. 1 del D.L.L. 31.8.45
n. 660.

•Le richieste di copie della presente pubblicazione dovranno essere indirizzate
alla Redazione

•I Quaderni del Dipartimento di Economia Politica dell'Università di Siena
vengono pubblicati come servizio atto a favorire la tempestiva divulgazione di
ricerche scientifiche originali, siano esse in forma provvisoria o definitiva. I Quader-
ni vengono regolarmente inviati a tutti gli istituti e dipartimenti italiani, a ca-
rattere economico, nonché a numerosi docenti e ricercatori universitari. Vengono
altresì inviati ad enti e personalità italiane ed estere. L'accesso ai Quaderni è
approvato dal Comitato Scientifico, sentito il parere di un referee.

•(Dal 1979 a tutto il 1987 la denominazione della presente Collana è stata:
"Quaderni dell'Istituto di Economia". La numerazione progressiva rimane tuttavia
la stessa).

Giulio Cifarelli

**LA RAZIONALITA' DEL TASSO DI CAMBIO
A TERMINE E LE "NOTIZIE":
UNA ANALISI EMPIRICA**



Siena, novembre 1988

Giulio Cifarelli è Professore Associato di Politica Economica e Finanziaria presso la Facoltà di Economia e Commercio dell'Università degli Studi di Cassino.

1. Introduzione*

Le stime del modello, che spiega l'impatto delle "notizie" sul tasso di cambio presentate in questo saggio, sono ottenute con una metodologia che differisce in più punti dalle metodologie tradizionali. E' possibile riscontrare, nella letteratura sull'argomento, una tendenza volta a svincolare le "notizie" da ipotesi precise sulla determinazione del tasso di cambio, e a mettere l'accento più sugli aspetti empirici che su quelli teorici del problema⁽¹⁾. L'approccio qui esaminato è invece direttamente collegato ad una ipotesi teorica sulla determinazione del tasso di cambio, ipotesi contenuta in un ben preciso modello. La razionalità delle aspettative, implicita nell'ipotesi di efficienza dei mercati, non è data per scontata, ma viene bensì verificata con l'ausilio del modello. Le stime riguardano l'andamento del tasso di cambio tra lira italiana e sterlina britannica. Si è rinunciato all'uso del dollaro statunitense, al fine di evitare una eccessiva sproporzione fra le dimensioni delle economie e dei mercati finanziari dei paesi in esame.

2. Le "notizie" e l'efficienza del mercato dei cambi

L'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti, come è noto, definisce il tasso di cambio come il prezzo relativo di due monete (e non come il prezzo relativo di due prodotti nazionali), e pone l'accento sull'efficienza del mercato dei cambi⁽²⁾. L'ipotesi di efficienza del mercato dei cambi implica che il tasso di cambio a pronti, nel momento in cui viene determinato, rifletta tutte le informazioni di cui dispongono gli agenti economici in quel preciso momento. D'altro canto, il tasso di cambio a termine rifletterà le aspettative degli agenti sull'andamento futuro del tasso, e quindi le aspettative sui valori futuri dei fattori, che, a loro avviso, determineranno in futuro il valore del tasso di cambio.

L'efficienza del mercato dei cambi è stata spesso verificata empiricamente, stimando la seguente relazione:

(*) L'autore ringrazia F. Casprini e P. Rizzi per i loro utili suggerimenti.

$$1) \quad s_t = a + bf_{t-1} + u_t$$

s_t è il logaritmo del tasso di cambio a pronti tra le monete dei paesi B e A nel periodo t e f_{t-1} è il corrispondente logaritmo del tasso di cambio a termine nel periodo t , fissato nel periodo $t-1$. Nell'ipotesi (di efficienza) che il tasso di cambio a termine sia un predittore non distorto del tasso di cambio a pronti, $a = 0$, $b = 1$ e u_t è un "disturbo bianco".

Il tasso di cambio a pronti reagisce alle nuove informazioni che si rendono disponibili in ogni periodo. L'ipotesi delle "notizie" è che le nuove informazioni influenzino così l'errore di previsione del mercato dei cambi, la differenza tra tasso a pronti previsto per il periodo t (nel periodo $t-1$) e valore effettivo del tasso a pronti nel periodo t . Questo errore è dovuto al fatto che il tasso a pronti nel periodo t riflette delle nuove informazioni, che non erano disponibili nel periodo $t-1$, quando venivano derivate le aspettative del tasso.

Vi sono stati alcuni tentativi di valutare empiricamente la rilevanza delle "notizie". In generale, ciò ha portato alla stima delle seguenti relazioni (stima realizzata con varie metodologie):

$$2) \quad s_t = a + bf_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i [x_{it} - E(x_{it} | \Omega_{t-1})] + u_{2t}$$

$$3) \quad s_t - f_{t-1} = \sum_{i=1}^q \beta_i [x_{it} - E(x_{it} | \Omega_{t-1})] + u_{3t} \quad (3)$$

Le variabili x_{it} , $i = 1, \dots, q$, sono le variabili rilevanti per la determinazione del tasso di cambio a pronti. $E(\cdot)$ è l'operatore matematico delle aspettative e $E(x_{it} | \Omega_{t-1})$ è il valore atteso di x_{it} , $i = 1, \dots, q$, condizionato dall'insieme delle informazioni rilevanti disponibili nel periodo $t-1$, Ω_{t-1} . u_{2t} e u_{3t} sono degli errori scalari, serialmente non correlati, e con la proprietà che $E(u_{gt} | \Omega_{t-1}) = 0$, $g = 1, 2$ ⁽⁴⁾.

3. La razionalità del tasso di cambio a termine e le "notizie"

Consideriamo il seguente modello semplificato, rappresentativo dell'approccio

monetario alla bilancia dei pagamenti.

$$4) \quad i_t^B - i_t^A = f_t - s_t + \mu s_{t-1}, \quad |\mu| < 1,$$

$$5) \quad E(s_{t+1} | \Omega_t) = f_t$$

$$6) \quad s_t - p_t^B + p_t^A = \pi_t, \quad E(\pi_t | \Omega_{t-1}) = 0,$$

$$7) \quad m_t^B - p_t^B = a^B y_t^B - b^B i_t^B + c^B$$

$$7') \quad m_t^A - p_t^A = a^A y_t^A - b^A i_t^A + c^A$$

$$8) \quad i_t^B = r_t^B + E[(p_{t+1}^B - p_t^B) | \Omega_t]$$

$$8') \quad i_t^A = r_t^A + E[(p_{t+1}^A - p_t^A) | \Omega_t]$$

$$9) \quad U_{11}^B(L)m_t^B + U_{12}^B(L)y_t^B + U_{13}^B(L)r_t^B = o_t^B$$

$$9') \quad U_{11}^A(L)m_t^A + U_{12}^A(L)y_t^A + U_{13}^A(L)r_t^A = o_t^A$$

$$10) \quad U_{21}^B(L)m_t^B + U_{22}^B(L)y_t^B + U_{23}^B(L)r_t^B = v_t^B$$

$$10') \quad U_{21}^A(L)m_t^A + U_{22}^A(L)y_t^A + U_{23}^A(L)r_t^A = v_t^A$$

$$11) \quad U_{31}^B(L)m_t^B + U_{32}^B(L)y_t^B + U_{33}^B(L)r_t^B = w_t^B$$

$$11') \quad U_{31}^A(L)m_t^A + U_{32}^A(L)y_t^A + U_{33}^A(L)r_t^A = w_t^A$$

$$U_{zj}^k(L) = \sum_{h=0}^{n^k} U_{zj,h}^k L^h, \quad z, j = 1, 2, 3; k = A, B;$$

$$U_{zj,0}^k = \begin{cases} 1 & \text{se } z = j \\ 0 & \text{se } z \neq j \end{cases}$$

(Il significato dei simboli qui utilizzati è illustrato in appendice).

La relazione 4) definisce la condizione di arbitraggio dei tassi di interesse, modificata al fine di tenere conto di eventuali ritardi di aggiustamento, dovuti alla non perfetta mobilità dei capitali⁽⁵⁾. L'equazione 5) introduce l'ipotesi semplificatrice di neutralità rispetto al rischio, da parte degli agenti economici. L'equazione 6) definisce Π_t come una deviazione temporanea dei prezzi dalla parità del potere di acquisto. Le relazioni 7) e 7') descrivono le funzioni di domanda di moneta. Le equazioni 8) e 8') rappresentano le relazioni di Fisher tra tasso di interesse nominale, tasso di interesse reale e tasso di inflazione atteso, nei due paesi B e A. Le relazioni 9), 9'), 10), 10'), 11) e 11') descrivono l'andamento dell'offerta di moneta, del reddito reale e del tasso di interesse reale, nei due paesi in questione.

Otteniamo, risolvendo il modello ed ipotizzando che $n_{zj}^k = 2$ nelle relazioni 9), 9'), 10), 10'), 11) e 11'), la seguente relazione a forma ridotta, che descrive l'andamento del tasso di cambio atteso nel periodo t , condizionato dalle informazioni disponibili nel periodo $t-1$:

$$\begin{aligned} 12) \quad E(s_t | \Omega_{t-1}) = & \psi_0 + \psi_1 m_{t-1}^B + \psi_2 m_{t-2}^B + \psi_3 y_{t-1}^B + \psi_4 y_{t-2}^B + \psi_5 r_{t-1}^B + \\ & + \psi_6 r_{t-2}^B + \psi_7 m_{t-1}^A + \psi_8 m_{t-2}^A + \psi_9 y_{t-1}^A + \psi_{10} y_{t-2}^A + \psi_{11} r_{t-1}^A + \\ & + \psi_{12} r_{t-2}^A + \psi_{13} s_{t-1}^A. \end{aligned}$$

La relazione 12) viene utilizzata -nel contesto del modello in questione- per ottenere una relazione, che descrive l'effetto delle "notizie" sugli errori di

previsione del mercato dei cambi:

$$\begin{aligned} 13) \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = & a_1 [m_t^B - E(m_t^B | \Omega_{t-1})] + a_2 [y_t^B - E(y_t^B | \Omega_{t-1})] + \\ & + a_3 [r_t^B - E(r_t^B | \Omega_{t-1})] + a_4 [m_t^A - E(m_t^A | \Omega_{t-1})] + \\ & + a_5 [y_t^A - E(y_t^A | \Omega_{t-1})] + a_6 [r_t^A - E(r_t^A | \Omega_{t-1})]. \end{aligned} \quad (6)$$

Nelle analisi empiriche degli effetti delle "notizie", il modello di base è spesso trascurato: o manca un riferimento preciso ad un modello economico (R. Dornbusch (1980), J.A. Frenkel (1981), D.L. Hoffman e D.E. Schlagenhauf (1985), T. Ito e V.V. Roley (1987)), o, se esiste un modello di riferimento (S. Edwards (1982, 1983)), esso viene utilizzato in modo incompleto. Si procede sempre alla sostituzione di $E(s_t | \Omega_{t-1})$ con f_{t-1} , ottenendo relazioni analoghe alle relazioni 2) e 3), esaminate in precedenza. Ne segue che il modello eventualmente sviluppato per giustificare (e spiegare) la natura degli impulsi inattesi non viene utilizzato per verificare la razionalità del tasso di cambio a termine. Vi è quindi il pericolo che l'interpretazione economica delle "notizie" e di relazioni analoghe alle relazioni 2) e 3) risulti vaga e contraddittoria. Questo pericolo viene ridotto se il valore atteso del tasso di cambio a pronti $E(s_t | \Omega_{t-1})$ viene effettivamente utilizzato nelle analisi in questione. Infatti, secondo l'ipotesi delle aspettative razionali, questo tasso atteso è condizionato da un ben preciso modello e dalle informazioni disponibili in un dato periodo.

In questo saggio viene sviluppata una analisi empirica dell'efficienza del mercato dei cambi e della rilevanza delle "notizie", nel contesto del modello monetario esaminato in precedenza, utilizzando come valore atteso del tasso a pronti futuro il valore predetto fornito dalla relazione 12). I risultati così ottenuti vengono confrontati con quelli ottenuti con un approccio tradizionale, approccio in cui $E(s_t | \Omega_{t-1})$ viene sostituito con f_{t-1} .

4. I risultati empirici

I dati utilizzati hanno scadenza trimestrale e riguardano i fattori che spiegano l'andamento del tasso di cambio tra lira italiana e sterlina britannica, dal primo trimestre del 1973 al secondo trimestre del 1985⁽⁷⁾. Per motivi di convenienza empirica, le stime sono ottenute usando come variabili le differenze tra i valori delle variabili corrispondenti nei due paesi in esame⁽⁸⁾.

Il modello di cui sopra comporta l'analisi delle seguenti relazioni:

$$1') \quad s_t = a + b E(s_t | \Omega_{t-1}) + u_{1t}$$

$$14) \quad s_t = a + b E(s_t | \Omega_{t-1}) + c_1 [m_t^D - E(m_t^D | \Omega_{t-1})] + c_2 [y_t^D - E(y_t^D | \Omega_{t-1})] + c_3 [r_t^D - E(r_t^D | \Omega_{t-1})] + u_{14t}$$

$$15) \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = d_1 [m_t^D - E(m_t^D | \Omega_{t-1})] + d_2 [y_t^D - E(y_t^D | \Omega_{t-1})] + d_3 [r_t^D - E(r_t^D | \Omega_{t-1})] + u_{15t}$$

s_t = logaritmo del tasso di cambio a pronti tra lira e sterlina nel periodo t ;

$E(G_t | \Omega_{t-1})$ = valore atteso della variabile G_t , condizionato dall'insieme delle informazioni disponibili nel periodo $t-1, \Omega_{t-1}$;

$m_t^D = m_t^B - m_t^A$ = differenza tra i logaritmi dell'offerta di moneta nei due paesi in esame;

$y_t^D = y_t^B - y_t^A$ = differenza tra i logaritmi della produzione industriale nei due paesi in esame;

$r_t^D = r_t^B - r_t^A$ = differenza tra i tassi di interesse reali nei due paesi in esame.

$E(s_t | \Omega_{t-1})$ è stato rappresentato empiricamente, o da f_{t-1} , (il tasso di cambio a termine per il periodo t , fissato dal mercato nel periodo $t-1$), o da s_t^0 . s_t^0 è il valore predetto del tasso di cambio (atteso), ottenuto a partire dalla relazione a forma ridotta 16), relazione che descrive la formazione delle aspettative razionali del tasso di cambio a pronti nel periodo t , secondo il modello monetario esaminato in precedenza, condizionate dalle informazioni disponibili nel periodo $t-1$.

$$16) \quad s_t = \theta_0 + \theta_1 m_{t-1}^D + \theta_2 m_{t-2}^D + \theta_3 y_{t-1}^D + \theta_4 y_{t-2}^D + \theta_5 r_{t-1}^D + \theta_6 r_{t-2}^D + \theta_7 s_{t-1} + e_t$$

$s_t^0 = E(s_t | \Omega_{t-1}) = s_t - \hat{e}_t$. (Nelle pagine successive il simbolo $\hat{\cdot}$ indicherà il valore effettivamente stimato di una variabile). In maniera analoga, i valori attesi degli impulsi sono ottenuti come valori predetti, a partire dalle seguenti relazioni, stimate con i minimi quadrati ordinari:

$$17) \quad m_t^D = -U_{11,1}^* m_{t-1}^D - U_{11,2}^* m_{t-2}^D - U_{12}^* (L) y_t^D - U_{13}^* (L) r_t^D + o_t^D$$

$$18) \quad y_t^D = -U_{21}^* (L) m_t^D - U_{22,1}^* y_{t-1}^D - U_{22,2}^* y_{t-2}^D - U_{23}^* (L) r_t^D + v_t^D$$

$$19) \quad r_t^D = -U_{31}^* (L) m_t^D - U_{32}^* (L) y_t^D - U_{33,1}^* r_{t-1}^D - U_{33,2}^* r_{t-2}^D + w_t^D$$

Otteniamo così:

$$E(m_t^D | \Omega_{t-1}) = \hat{m}_t^{Do} = m_t^D - \delta_t^D$$

$$E(y_t^D | \Omega_{t-1}) = \hat{y}_t^{Do} = y_t^D - \hat{v}_t^D$$

$$E(r_t^D | \Omega_{t-1}) = \hat{r}_t^{Do} = r_t^D - \hat{w}_t^D$$

Nelle stime empiriche abbiamo aggiunto ai regressori delle relazioni 17), 18) e 19) una costante ed il valore del tasso di cambio atteso $E(s_t | \Omega_{t-1})$, al fine di garantire l'ortogonalità tra gli impulsi non anticipati e queste variabili nella stima di relazioni analoghe alla relazione 14) di cui sopra⁽⁹⁾.

Tabella I

1973.I 1985.II

Equazione	(16)	(17)		(18)		(19)	
	$\hat{s}_t^0 = E(s_t \Omega_{t-1})$	$\hat{m}_t^{Do} = E(m_t^D \Omega_{t-1})$		$\hat{y}_t^{Do} = E(y_t^D \Omega_{t-1})$		$\hat{r}_t^{Do} = E(r_t^D \Omega_{t-1})$	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\bar{R}^2$	0.95	0.95	0.95	0.74	0.74	0.10	0.10
LMF(1)*	0.236	0.064	0.056	1.524	1.964	3.102	3.424
LMF(2)	1.514	0.136	0.185	0.797	1.073	1.569	1.734
LMF(4)	1.994	2.377	2.418	1.236	1.322	1.088	1.195
LMF(12)	1.531	1.014	1.016	1.371	1.277	0.939	0.956

(1) $E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}$; (2) $E(s_t | \Omega_{t-1}) = \hat{s}_t^0$.

* LMF(i) = indice del test del moltiplicatore di Lagrange della struttura dei residui⁽¹⁰⁾. Questo indice ha una distribuzione di tipo F. Al grado di significatività del 5 per cento, i valori critici rilevanti della distribuzione di F sono i seguenti: $i=1, F_{(1,41)}=4.075$; $i=2, F_{(2,40)}=3.23$; $i=4, F_{(4,38)}=2.62$; $i=12, F_{(12,30)}=2.09$.

La tabella I) riporta gli indici statistici rilevanti delle stime delle relazioni utilizzate per ottenere il valore predetto del tasso di cambio (equazione 16)), ed il valore predetto degli impulsi utilizzati nel modello (equazioni 17), 18) e 19)). Questi indici suggeriscono che le specificazioni utilizzate sono adeguate. I coefficienti di determinazione $\bar{R}^2$ hanno un valore elevato, con l'eccezione dell'equazione

19), e, il che è essenziale, i residui non sembrano avere nè una struttura autoregressiva, nè una struttura a media mobile (gli indici LMF(i), $i = 1, 2, 4, 12$, hanno dei valori inferiori ai valori critici). Le stime delle equazioni 17), 18) e 19) non sono influenzate in maniera significativa dalla scelta di $\hat{s}_t^0$ o di f_{t-1} come misura del tasso di cambio atteso.

La razionalità delle aspettative del mercato dei cambi, nel contesto del modello in questione, (e quindi la validità empirica del modello), viene analizzata confrontando il tasso di cambio a termine f_{t-1} con il valore predetto $\hat{s}_t^0$, ottenuto con le stime empiriche della relazione 16) di cui sopra. A tal fine è rilevante confrontare le stime della relazione di efficienza 1'), ottenute utilizzando f_{t-1} , con le stime della medesima relazione, ottenute utilizzando $\hat{s}_t^0$. I risultati sono riportati nella tabella II).

Tabella II

1973.I 1985.II

$$1') s_t = a + b E(s_t | \Omega_{t-1}) + u_{1,t} \quad (11)$$

	a	b	$\bar{R}^2$	E.S.	D.W.
OLS(1)	0.35 (1.29)	0.95 (26.21)	0.93	0.05333	2.05
OLS(2)	0.11115×10^{-14} (0.45291×10^{-14}) (0.30939×10^{-14})*	1.00 (30.61) (20.91)*	0.96	0.04375 0.06405*	2.04

(1) $E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}$; (2) $E(s_t | \Omega_{t-1}) = \hat{s}_t^0$; * Indici statistici, nei quali la distorsione dovuta all'uso del valore predetto $\hat{s}_t^0$ come regressore è stata eliminata.

I risultati sono simili e non sembrano contraddire nè l'adeguatezza del modello monetario, nè l'ipotesi di efficienza del mercato dei cambi. In entrambe le versioni i residui non sono correlati serialmente, la costante a non è significativamente diversa da zero ed il coefficiente b ha un valore che non è significativamente diverso da 1⁽¹²⁾.

L'andamento nel tempo di $\hat{s}_t^0$ riproduce fedelmente l'andamento di f_{t-1} : il coefficiente di correlazione tra $\hat{s}_t^0$ e f_{t-1} è molto alto ed è pari a 0.9916 nell'intervallo di tempo in esame. Abbiamo anche calcolato il coefficiente di correlazione tra il tasso di cambio effettivo s_t e le aspettative del mercato f_{t-1} , ed il coefficiente di correlazione tra s_t ed il valore predetto dal modello, $\hat{s}_t^0$. Il valore del primo è pari a 0.96708, mentre il valore del secondo è pari a 0.97796. E' da notare che la correlazione tra $\hat{s}_t^0$ e f_{t-1} è superiore alla correlazione tra s_t e f_{t-1} , a conferma della validità del modello e della specificazione della relazione 16). La differenza tra f_{t-1} e $\hat{s}_t^0$ può essere dovuta a due fattori:

- ad un errore nella specificazione del modello monetario, e quindi nella specificazione della relazione 16), che descrive la formazione del tasso di cambio atteso;
- alla presenza del premio di rischio⁽¹³⁾.

La stima delle relazioni 14) e 15) consente di verificare se l'utilizzo delle due diverse misure del tasso di cambio atteso ha delle implicazioni, per quanto riguarda l'influenza delle "notizie" sugli errori di previsione. E' possibile che, da un punto di vista economico, m_t^D , y_t^D , r_t^D e s_t siano determinati simultaneamente. Di conseguenza m_t^D , y_t^D e r_t^D , e quindi i regressori $[m_t^D - \hat{m}_t^{Do}]$, $[y_t^D - \hat{y}_t^{Do}]$ e $[r_t^D - \hat{r}_t^{Do}]$ saranno correlati con l'errore stocastico nelle relazioni 14) e 15), rendendo così inconsistenti le stime ottenute con il metodo dei minimi quadrati ordinari. Questo problema è stato risolto grazie al metodo delle variabili strumentali, rimpiazzando m_t^D , y_t^D e r_t^D con i rispettivi valori stimati $\hat{m}_t^D$, $\hat{y}_t^D$ e $\hat{r}_t^D$, ottenuti con l'ausilio di regressioni di m_t^D , y_t^D e r_t^D su delle variabili strumentali. Più precisamente, nelle stime qui riportate, $\hat{m}_t^D$, $\hat{y}_t^D$ e $\hat{r}_t^D$ sono i valori predetti di regressioni, effettuate con i minimi quadrati ordinari, di m_t^D , y_t^D e r_t^D su di una costante, sui valori ritardati

di m_t^D , di y_t^D e di r_t^D , (con ritardi sino a tre trimestri), su $E(s_t | \Omega_{t-1})$ e sui valori ritardati, (con ritardi sino a due trimestri), della differenza tra i logaritmi della spesa pubblica e della differenza tra i logaritmi del livello dei prezzi nei due paesi in questione.

Nel caso in cui $E(s_t | \Omega_{t-1}) = \hat{s}_t^0$, l'analisi empirica della relazione 1'), esaminata in precedenza, suggerisce decisamente che $\hat{b} = 1$ e $\hat{a} = 0$. Abbiamo quindi esaminato la rilevanza delle "notizie" solo con l'ausilio della relazione 15), relazione nella quale si ipotizza a priori che $b = 1$ e $a = 0$. Nel caso in cui $E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}$, abbiamo invece esaminato la rilevanza delle "notizie", sia nel contesto della relazione vincolata 15), che nel contesto della relazione 14), nella quale non vengono imposti i vincoli a priori $b = 1$ e $a = 0$.

Di conseguenza abbiamo stimato le seguenti relazioni con i minimi quadrati ordinari:

$$20) \quad s_t = a + b f_{t-1} + c_1 [\hat{m}_t^D - \hat{m}_t^{Do}] + c_2 [\hat{y}_t^D - \hat{y}_t^{Do}] + c_3 [\hat{r}_t^D - \hat{r}_t^{Do}] + (u_{20t} + c_1 \hat{z}_{1t} + c_2 \hat{z}_{2t} + c_3 \hat{z}_{3t})$$

e

$$21) \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = d_1 [\hat{m}_t^D - \hat{m}_t^{Do}] + d_2 [\hat{y}_t^D - \hat{y}_t^{Do}] + d_3 [\hat{r}_t^D - \hat{r}_t^{Do}] + (u_{21t} + d_1 \hat{z}_{1t} + d_2 \hat{z}_{2t} + d_3 \hat{z}_{3t}),$$

$$\hat{z}_{1t} = m_t^D - \hat{m}_t^D; \hat{z}_{2t} = y_t^D - \hat{y}_t^D; \hat{z}_{3t} = r_t^D - \hat{r}_t^D; E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}, \hat{s}_t^0.$$

Le stime sono riportate nella seguente tabella.

Tabella III

1973.I 1985.II

$$20) \quad s_t = a + bf_{t-1} + c_1 [\hat{m}_t^D - \hat{m}_t^{Do}] + c_2 [\hat{y}_t^D - \hat{y}_t^{Do}] + c_3 [\hat{r}_t^D - \hat{r}_t^{Do}] + \\ + (u_{20t} + c_1 \hat{z}_{1t} + c_2 \hat{z}_{2t} + c_3 \hat{z}_{3t})$$

	a	b	c ₁	c ₂	c ₃	$\bar{R}^2$	E.S.	D.W.
OLS	0.35 (1.48)	0.95 (30.01)	1.72 (2.24)	-1.32 (-2.85)	-0.01 (-1.16)	0.94	0.0496	2.14

$$21) \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = d_1 [\hat{m}_t^D - \hat{m}_t^{Do}] + d_2 [\hat{y}_t^D - \hat{y}_t^{Do}] + d_3 [\hat{r}_t^D - \hat{r}_t^{Do}] + \\ + (u_{21t} + d_1 \hat{z}_{1t} + d_2 \hat{z}_{2t} + d_3 \hat{z}_{3t})$$

	d ₁	d ₂	d ₃	$\bar{R}^2$	R ²	E.S.	D.W.
OLS(1)	1.72 (2.15)	-1.32 (-3.02)	-0.01 (-1.21)	0.14	0.18	0.0497	2.15
OLS(2)	1.53 (2.31)	-1.22 (-3.73)	-0.01 (-1.39)	0.19	0.22	0.0390	2.20

(1) $E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}$; (2) $E(s_t | \Omega_{t-1}) = \hat{s}_t^0$.

I risultati empirici ottenuti con la stima della relazione 20) sono buoni: non vi è autocorrelazione dei residui, il valore del coefficiente di determinazione multipla, $\bar{R}^2$, è molto elevato, ed i coefficienti degli impulsi inattesi (tranne il coeffi-

ciente della variazione inattesa del tasso di interesse) sono significativamente diversi da zero. Il segno di questi coefficienti è in linea con l'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti, illustrato in precedenza: un aumento (inatteso) dell'offerta di moneta provoca un deprezzamento della valuta nazionale, mentre un aumento della produzione reale o del tasso di interesse reale provoca un apprezzamento della valuta nazionale. La qualità delle stime rimane elevata anche nel caso della equazione 21). Le stime di tipo (2), $(E(s_t | \Omega_{t-1}) = \hat{s}_t^0)$, sono un poco più efficienti delle stime di tipo (1), $(E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1})$: il coefficiente di determinazione $\bar{R}^2$ è più elevato e gli errori standard sono in generale più piccoli. E' da notare che, con $E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}$, pur avendo errori standard diversi, i coefficienti degli impulsi non anticipati hanno medesimo segno e medesimo valore assoluto nelle stime delle equazioni 20) e 21). Ciò sembra confermare la validità della versione vincolata, ovvero l'equazione 21).

La specificazione della relazione 21) è stata oggetto di una ulteriore analisi empirica. In particolare, abbiamo verificato se gli impulsi anticipati hanno un effetto sulla deviazione del tasso di cambio dal suo valore atteso, contraddicendo l'ipotesi delle "notizie"⁽¹⁴⁾. A tal fine abbiamo stimato la seguente relazione:

$$22) \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = e_1 [\hat{m}_t^D - \hat{m}_t^{Do}] + e_2 [\hat{y}_t^D - \hat{y}_t^{Do}] + e_3 [\hat{r}_t^D - \hat{r}_t^{Do}] + \\ + e_4 \hat{m}_t^{Do} + e_5 \hat{y}_t^{Do} + e_6 \hat{r}_t^{Do} + (u_{22t} + e_1 \hat{z}_{1t} + e_2 \hat{z}_{2t} + e_3 \hat{z}_{3t}),$$

e verificato le ipotesi $e_4 = 0$, $e_5 = 0$ e $e_6 = 0$, con l'ausilio di test appropriati⁽¹⁵⁾. Le stime sono riportate nella tabella IV).

Tutti i coefficienti degli impulsi anticipati -presi singolarmente o nel loro insieme- hanno un valore stimato, che non è diverso da zero al grado di significatività del 5 per cento, in linea con le ipotesi teoriche menzionate in precedenza. Questo risultato è ottenuto indipendentemente dalla misura del tasso di cambio atteso, utilizzata nelle stime.

Tabella IV

$$22) s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = e_1 \left[\hat{m}_t^D - \hat{m}_t^{Do} \right] + e_2 \left[\hat{y}_t^D - \hat{y}_t^{Do} \right] + e_3 \left[\hat{f}_t^D - \hat{f}_t^{Do} \right] + e_4 \hat{m}_t^{Do} + e_5 \hat{y}_t^{Do} + e_6 \hat{f}_t^{Do} + (u_{22t} + e_{1t}^2 + e_{2t}^2 + e_{3t}^2)$$

	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6	$F_{e_4=e_5=e_6=0}$	$W_{e_4=e_5=e_6=0}^*$	D.W.	$\bar{R}^2$	E.S.
OLS(1)	1.72 (2.19)	-1.32 (-3.05)	-0.01 (-1.24)	-0.0005 (-0.066)	0.029 (0.257)	0.0004 (0.086)	0.1095	0.3285	2.15	0.09	0.0512
OLS(2)	1.53 (2.31)	-1.22 (-3.73)	-0.01 (-1.39)	0.1×10^{-14} (0.2×10^{-12})	-0.7×10^{-15} (-0.9×10^{-14})	-0.9×10^{-16} (-0.2×10^{-13})	0.327×10^{-25}	0.980×10^{-25}	2.20	0.13	0.0403

$$(1) E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}; (2) E(s_t | \Omega_{t-1}) = \hat{s}_t^0.$$

*W = indice di Wald, distribuito come χ^2 con tre gradi di libertà (corrispondenti all'ipotesi che $e_4 = e_5 = e_6 = 0$).

Al grado di significatività del 5 per cento, $F_{(3,44)} = 2.82$, $\chi^2 = 7.815$.

5. Conclusione

In questo saggio abbiamo confrontato due versioni dell'analisi delle ipotesi dell'efficienza del mercato dei cambi e delle "notizie", versioni contraddistinte da due diverse misure del tasso di cambio atteso. Nella prima versione, il tasso di cambio atteso è misurato dal tasso di cambio a termine stabilito sul mercato dei cambi; nella seconda versione, il tasso di cambio atteso è determinato con il metodo delle aspettative razionali, a partire da un modello che incorpora le caratteristiche dell'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti. L'ipotesi di efficienza del mercato dei cambi e l'ipotesi delle "notizie" sembrano avere un elevato potere esplicativo in entrambe le versioni. I risultati ottenuti con il tasso di cambio atteso stimato sono molto simili ai risultati ottenuti con il tasso di cambio a termine. Ciò ci consente di affermare che il modello analizzato, che incorpora le caratteristiche dell'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti, descrive in maniera adeguata l'andamento del tasso di cambio tra lira italiana e sterlina britannica nel periodo in esame.

Appendice I

SOLUZIONE DEL MODELLO

La relazione a forma ridotta, che descrive l'andamento del valore atteso del tasso di cambio a pronti, può essere ottenuta nel modo seguente.

Usando le equazioni 4) e 5), otteniamo:

$$A.1) \quad s_t = f_t + \mu s_{t-1} + i_t^A - i_t^B,$$

$$A.2) \quad s_t = E(s_{t+1} | \Omega_t) + \mu s_{t-1} - i_t^B + i_t^A.$$

Utilizzando l'equazione 6) otteniamo:

$$A.3) \quad E(s_{t+1} | \Omega_t) = E(P_{t+1}^B | \Omega_t) - E(P_{t+1}^A | \Omega_t),$$

e, sostituendo nella relazione A.2), otteniamo:

$$A.2') \quad s_t = E(P_{t+1}^B | \Omega_t) - E(P_{t+1}^A | \Omega_t) + \mu s_{t-1} - i_t^B + i_t^A.$$

Utilizzando le relazioni di Fisher, otteniamo:

$$A.4) \quad s_t = P_t^B - P_t^A - r_t^B + r_t^A + \mu s_{t-1}.$$

La relazione A.4) è la relazione di base per determinare l'andamento del tasso di cambio.

Le relazioni 7) e 7') possono essere riscritte come:

$$A.5) \quad P_t^k (1 + b^k) = m_t^k - a^k y_t^k + b^k r_t^k - c^k + b^k E(P_{t+1}^k | \Omega_t), \quad k = A, B.$$

Risolvendo, otteniamo (ipotizzando che $|b^k/(1+b^k)| < 1$):

$$A.6) \quad P_t^k = \left[\frac{1}{1+b^k} \right] \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{b^k}{1+b^k} \right]^i E(m_{t+i}^k | \Omega_t) - a^k \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{b^k}{1+b^k} \right]^i \times \right. \\ \left. E(y_{t+i}^k | \Omega_t) + b^k \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{b^k}{1+b^k} \right]^i E(r_{t+i}^k | \Omega_t) \right] - c^k, \quad k = A, B.$$

Sostituendo nella relazione A.4), e ponendo $H^k = \frac{b^k}{1+b^k}$, $k = A, B$, otteniamo:

$$A.7) \quad s_t = \mu s_{t-1} - r_t^B + r_t^A + \\ + (1 - H^B) \left[\sum_{i=0}^{\infty} (H^B)^i E(m_{t+i}^B | \Omega_t) - a^B \sum_{i=0}^{\infty} (H^B)^i E(y_{t+i}^B | \Omega_t) + b^B \sum_{i=0}^{\infty} (H^B)^i E(r_{t+i}^B | \Omega_t) \right] + \\ - (1 - H^A) \left[\sum_{i=0}^{\infty} (H^A)^i E(m_{t+i}^A | \Omega_t) - a^A \sum_{i=0}^{\infty} (H^A)^i E(y_{t+i}^A | \Omega_t) + b^A \sum_{i=0}^{\infty} (H^A)^i E(r_{t+i}^A | \Omega_t) \right] + \\ - c^B + c^A.$$

Il valore atteso del tasso di cambio s_t , condizionato dalle informazioni disponibili nel periodo $t-1$, è dato da:

$$A.8) \quad E(s_t | \Omega_{t-1}) = \mu s_{t-1} - [E(r_t^B | \Omega_{t-1}) - E(r_t^A | \Omega_{t-1})] + (1 - H^B) \times \\ \left[\sum_{i=0}^{\infty} (H^B)^i E(m_{t+i}^B | \Omega_{t-1}) - a^B \sum_{i=0}^{\infty} (H^B)^i E(y_{t+i}^B | \Omega_{t-1}) + b^B \sum_{i=0}^{\infty} (H^B)^i \times \right. \\ \left. E(r_{t+i}^B | \Omega_{t-1}) \right] - (1 - H^A) \left[\sum_{i=0}^{\infty} (H^A)^i E(m_{t+i}^A | \Omega_{t-1}) - a^A \sum_{i=0}^{\infty} (H^A)^i \times \right.$$

$$E(y_{t+i}^A | \Omega_{t-1}) + b^A \sum_{i=0}^{\infty} (H^A)^i E(r_{t+i}^A | \Omega_{t-1}) - c^B + c^A.$$

Le relazioni 9), 9'), 10), 10'), 11) e 11') possono essere riscritte come:

$$\begin{bmatrix} U_{11}^k(L) & U_{12}^k(L) & U_{13}^k(L) \\ U_{21}^k(L) & U_{22}^k(L) & U_{23}^k(L) \\ U_{31}^k(L) & U_{32}^k(L) & U_{33}^k(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_t^k \\ y_t^k \\ r_t^k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} o_t^k \\ v_t^k \\ w_t^k \end{bmatrix}, k = A, B,$$

$$\text{con } U_{zj}^k(L) = \sum_{h=0}^{n_{zj}^k} U_{zj,h}^k L^h \text{ e } U_{zj,0}^k = \begin{cases} 1 & \text{se } z=j \\ 0 & \text{se } z \neq j \end{cases}$$

Usando la metodologia sviluppata da L.P. Hansen e da T.J. Sargent, (L.P. Hansen e T.J. Sargent (1980)), è possibile dimostrare che, quando $n_{zj}^k = 2$,

$$\begin{aligned} \text{A.9) } \sum_{i=0}^{\infty} H^{ki} E(m_{t+i}^k | \Omega_{t-1}) &= \frac{1}{\Delta^k} \left\{ \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j1,2}^k - U_{j1,1}^k) A_{1j}^k(H^k) \right] m_{t-1}^k + \right. \\ &\quad - \left[\sum_{j=1}^3 A_{1j}^k(H^k) U_{j1,2}^k \right] m_{t-2}^k + \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j2,2}^k - U_{j2,1}^k) A_{1j}^k(H^k) \right] y_{t-1}^k + \\ &\quad - \left[\sum_{j=1}^3 A_{1j}^k(H^k) U_{j2,2}^k \right] y_{t-2}^k + \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j3,2}^k - U_{j3,1}^k) A_{1j}^k(H^k) \right] r_{t-1}^k + \\ &\quad \left. - \left[\sum_{j=1}^3 A_{1j}^k(H^k) U_{j3,2}^k \right] r_{t-2}^k \right\}, \quad k = A, B, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{A.10) } \sum_{i=0}^{\infty} H^{ki} E(y_{t+i}^k | \Omega_{t-1}) &= \frac{1}{\Delta^k} \left\{ \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j1,2}^k - U_{j1,1}^k) A_{2j}^k(H^k) \right] m_{t-1}^k + \right. \\ &\quad - \left[\sum_{j=1}^3 A_{2j}^k(H^k) U_{j1,2}^k \right] m_{t-2}^k + \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j2,2}^k - U_{j2,1}^k) A_{2j}^k(H^k) \right] y_{t-1}^k + \\ &\quad - \left[\sum_{j=1}^3 A_{2j}^k(H^k) U_{j2,2}^k \right] y_{t-2}^k + \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j3,2}^k - U_{j3,1}^k) A_{2j}^k(H^k) \right] r_{t-1}^k + \\ &\quad \left. - \left[\sum_{j=1}^3 A_{2j}^k(H^k) U_{j3,2}^k \right] r_{t-2}^k \right\}, \quad k = A, B, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{A.11) } \sum_{i=0}^{\infty} H^{ki} E(r_{t+i}^k | \Omega_{t-1}) &= \frac{1}{\Delta^k} \left\{ \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j1,2}^k - U_{j1,1}^k) A_{3j}^k(H^k) \right] m_{t-1}^k + \right. \\ &\quad - \left[\sum_{j=1}^3 A_{3j}^k(H^k) U_{j1,2}^k \right] m_{t-2}^k + \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j2,2}^k - U_{j2,1}^k) A_{3j}^k(H^k) \right] y_{t-1}^k + \\ &\quad - \left[\sum_{j=1}^3 A_{3j}^k(H^k) U_{j2,2}^k \right] y_{t-2}^k + \left[\sum_{j=1}^3 (H^k U_{j3,2}^k - U_{j3,1}^k) A_{3j}^k(H^k) \right] r_{t-1}^k + \\ &\quad \left. - \left[\sum_{j=1}^3 A_{3j}^k(H^k) U_{j3,2}^k \right] r_{t-2}^k \right\}, \quad k = A, B. \end{aligned}$$

Δ^k è il determinante di $U^k(H^k)$, $k = A, B$. $A_{zj}^k(H^k)$, ($z, j = 1, 2, 3$), è un elemento della matrice aggiunta di $U^k(H^k)$, $A^k(H^k)$, dove $U^k(H^k)^{-1} = \frac{A^k(H^k)}{\Delta^k}$.

(Per una analisi dettagliata dell'impiego del metodo di L.P. Hansen e di T.J. Sargent in modelli di questo genere, si vedano R.J. Hodrick (1979), P.R. Hartley (1983) e G. Cifarelli (1986)).

Sostituendo nella relazione A.8) gli impulsi anticipati con i rispettivi determinanti, dati dalle relazioni A.9), A.10) e A.11), otteniamo la seguente relazione a forma ridotta, che descrive l'andamento del tasso di cambio atteso:

$$\begin{aligned}
A.12) \quad E(s_t | \Omega_{t-1}) = & \mu s_{t-1} + \frac{(1-H^B)}{\Delta^B} \left\{ \left[\sum_{j=1}^3 (H^B U_{j1,2}^B - U_{j1,1}^B) W_j^B(H^B) + \frac{\Delta^B}{(1-H^B)} U_{31,1}^B \right] m_{t-1}^B + \right. \\
& + \left[\frac{\Delta^B}{(1-H^B)} U_{31,2}^B - \sum_{j=1}^3 U_{j1,2}^B W_j^B(H^B) \right] m_{t-2}^B + \left[\sum_{j=1}^3 (H^B U_{j2,2}^B - U_{j2,1}^B) W_j^B(H^B) + \right. \\
& + \left. \frac{\Delta^B}{(1-H^B)} U_{32,1}^B \right] y_{t-1}^B + \left[\frac{\Delta^B}{(1-H^B)} U_{32,2}^B - \sum_{j=1}^3 U_{j2,2}^B W_j^B(H^B) \right] y_{t-2}^B + \\
& + \left[\sum_{j=1}^3 (H^B U_{j3,2}^B - U_{j3,1}^B) W_j^B(H^B) + \frac{\Delta^B}{(1-H^B)} U_{33,1}^B \right] r_{t-1}^B + \\
& + \left. \left[\frac{\Delta^B}{(1-H^B)} U_{33,2}^B - \sum_{j=1}^3 U_{j3,2}^B W_j^B(H^B) \right] r_{t-2}^B \right\} + \\
& - \frac{(1-H^A)}{\Delta^A} \left\{ \left[\sum_{j=1}^3 (H^A U_{j1,2}^A - U_{j1,1}^A) W_j^A(H^A) + \frac{\Delta^A}{(1-H^A)} U_{31,1}^A \right] m_{t-1}^A + \right. \\
& + \left[\frac{\Delta^A}{(1-H^A)} U_{31,2}^A - \sum_{j=1}^3 U_{j1,2}^A W_j^A(H^A) \right] m_{t-2}^A + \\
& + \left[\sum_{j=1}^3 (H^A U_{j2,2}^A - U_{j2,1}^A) W_j^A(H^A) + \frac{\Delta^A}{(1-H^A)} U_{32,1}^A \right] y_{t-1}^A + \\
& + \left[\frac{\Delta^A}{(1-H^A)} U_{32,2}^A - \sum_{j=1}^3 U_{j2,2}^A W_j^A(H^A) \right] y_{t-2}^A + \\
& + \left[\sum_{j=1}^3 (H^A U_{j3,2}^A - U_{j3,1}^A) W_j^A(H^A) + \frac{\Delta^A}{(1-H^A)} U_{33,1}^A \right] r_{t-1}^A + \\
& + \left. \left[\frac{\Delta^A}{(1-H^A)} U_{33,2}^A - \sum_{j=1}^3 U_{j3,2}^A W_j^A(H^A) \right] r_{t-2}^A \right\} - c^B + c^A,
\end{aligned}$$

dove $W_j^k(H^k) = A_{1j}^k(H^k) - a_{2j}^k A_{2j}^k(H^k) + b_{3j}^k A_{3j}^k(H^k)$.

La relazione A.12) può essere riscritta in modo compatto come la relazione 12) del testo:

$$E(s_t | \Omega_{t-1}) = \psi_0 + \psi_1 m_{t-1}^B + \psi_2 m_{t-2}^B + \psi_3 y_{t-1}^B + \psi_4 y_{t-2}^B + \psi_5 r_{t-1}^B + \psi_6 r_{t-2}^B +$$

$$+ \psi_7 m_{t-1}^A + \psi_8 m_{t-2}^A + \psi_9 y_{t-1}^A + \psi_{10} y_{t-2}^A + \psi_{11} r_{t-1}^A + \psi_{12} r_{t-2}^A + \psi_{13} s_{t-1}.$$

Sottraendo l'equazione A.8) dall'equazione A.7), otteniamo una relazione che spiega, in termini del modello, l'impatto delle "notizie" sugli errori di previsione del tasso di cambio. Come abbiamo dimostrato in un precedente lavoro (G. Cifarelli (1986)), è possibile ottenere la seguente relazione a forma ridotta, utilizzando l'approccio di Hansen e Sargent per esprimere gli impulsi anticipati in termini dei loro determinanti:

$$\begin{aligned}
A.13) \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = & \frac{(1-H^B)}{\Delta^B} \left[W_1^B(H^B) o_t^B + W_2^B(H^B) v_t^B + (W_3^B(H^B) - \frac{\Delta^B}{(1-H^B)}) w_t^B \right] + \\
& - \frac{(1-H^A)}{\Delta^A} \left[W_1^A(H^A) o_t^A + W_2^A(H^A) v_t^A + (W_3^A(H^A) - \frac{\Delta^A}{(1-H^A)}) w_t^A \right].
\end{aligned}$$

La relazione A.13) può essere riscritta in modo compatto come la relazione 13) del testo:

$$s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = a_1 o_t^B + a_2 v_t^B + a_3 w_t^B + a_4 o_t^A + a_5 v_t^A + a_6 w_t^A.$$

Se ipotizziamo che i coefficienti delle relazioni strutturali e delle relazioni che descrivono l'andamento degli impulsi abbiano lo stesso valore nei due paesi in esame, la relazione a forma ridotta A.12), che descrive l'andamento del tasso di cambio atteso, può essere formulata come:

$$\begin{aligned}
A.14) \quad E(s_t | \Omega_{t-1}) = & \mu s_{t-1} + \frac{(1-H^*)}{\Delta^*} \left\{ \left[\sum_{j=1}^3 (H^* U_{j1,2}^* - U_{j1,1}^*) W_j^*(H^*) + \frac{\Delta^*}{(1-H^*)} U_{31,1}^* \right] m_{t-1}^D + \right. \\
& + \left[\frac{\Delta^*}{(1-H^*)} U_{31,2}^* - \sum_{j=1}^3 U_{j1,2}^* W_j^*(H^*) \right] m_{t-2}^D + \left[\sum_{j=1}^3 (H^* U_{j2,2}^* - U_{j2,1}^*) W_j^*(H^*) + \right. \\
& + \left. \frac{\Delta^*}{(1-H^*)} U_{32,1}^* \right] y_{t-1}^D + \left[\frac{\Delta^*}{(1-H^*)} U_{32,2}^* - \sum_{j=1}^3 U_{j2,2}^* W_j^*(H^*) \right] y_{t-2}^D + \\
& + \left. \left[\sum_{j=1}^3 (H^* U_{j3,2}^* - U_{j3,1}^*) W_j^*(H^*) + \frac{\Delta^*}{(1-H^*)} U_{33,1}^* \right] r_{t-1}^D + \right. \\
& + \left. \left[\frac{\Delta^*}{(1-H^*)} U_{33,2}^* - \sum_{j=1}^3 U_{j3,2}^* W_j^*(H^*) \right] r_{t-2}^D \right\} - c^B + c^A,
\end{aligned}$$

$$+ \left[\sum_{j=1}^3 (H^* U_{j3,2}^* - U_{j3,1}^*) W_j^*(H^*) + \frac{\Delta^*}{(1-H^*)} U_{33,1}^* \right] r_{t-1}^D + \\ + \left[\frac{\Delta^*}{(1-H^*)} U_{33,2}^* - \sum_{j=1}^3 U_{j3,2}^* W_j^*(H^*) \right] r_{t-2}^D \Big\} - c^D.$$

Si noti che, in questo caso, abbiamo:

$$a^B = a^A = a^*; \quad b^B = b^A = b^*; \quad H^B = H^A = H^*; \quad U_{zj}^B(L) = U_{zj}^A(L) = U_{zj}^*(L), \quad (z, j = 1, 2, 3);$$

$$W_j^B(H^B) = W_j^A(H^A) = W_j^*(H^*), \quad (j = 1, 2, 3); \quad m_{t-i}^D = m_{t-i}^B - m_{t-i}^A, \quad y_{t-i}^D = y_{t-i}^B - y_{t-i}^A \quad \text{e}$$

$$r_{t-i}^D = r_{t-i}^B - r_{t-i}^A, \quad (i = 1, 2); \quad c^D = c^B - c^A.$$

La relazione A.14) può essere riscritta in modo compatto come la relazione 16) del testo:

$$E(s_t | \Omega_{t-1}) = \theta_0 + \theta_1 m_{t-1}^D + \theta_2 m_{t-2}^D + \theta_3 y_{t-1}^D + \theta_4 y_{t-2}^D + \theta_5 r_{t-1}^D + \theta_6 r_{t-2}^D + \theta_7 s_{t-1}.$$

La seguente relazione spiega l'andamento degli errori di previsione del tasso di cambio:

$$A.15) \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = \frac{(1-H^*)}{\Delta^*} \left[W_1^*(H^*) o_t^D + W_2^*(H^*) v_t^D + (W_3^*(H^*) - \frac{\Delta^*}{(1-H^*)}) w_t^D \right].$$

Si noti che:

$$o_t^D = m_t^D - E(m_t^D | \Omega_{t-1}), \quad v_t^D = y_t^D - E(y_t^D | \Omega_{t-1}) \quad \text{e} \quad w_t^D = r_t^D - E(r_t^D | \Omega_{t-1}).$$

La relazione A.15) può essere riscritta come la relazione 15) del testo:

$$s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) = d_1 [m_t^D - E(m_t^D | \Omega_{t-1})] + d_2 [y_t^D - E(y_t^D | \Omega_{t-1})] + \\ + d_3 [r_t^D - E(r_t^D | \Omega_{t-1})].$$

Appendice II

ORIGINE DELLE SERIE TEMPORALI UTILIZZATE NELLE STIME

<u>Serie temporale</u>	<u>Origine</u>
Tasso di cambio a pronti tra lira italiana e sterlina britannica	H.M.S.S.O. "Financial Statistics", vari numeri
Tasso di cambio a termine (90 giorni) tra lira italiana e sterlina britannica	H.M.S.S.O. "Financial Statistics", vari numeri
Offerta di moneta (destagionalizzata) in Italia ed in Gran Bretagna	O.E.C.D. "Main Economic Indicators", vari numeri
Indice della produzione industriale (destagionalizzato) in Italia ed in Gran Bretagna	O.E.C.D. "Main Economic Indicators", vari numeri
Indice dei prezzi al consumo in Italia ed in Gran Bretagna	O.E.C.D. "Main Economic Indicators", vari numeri
Spesa pubblica in Italia ed in Gran Bretagna (destagionalizzata)	I.M.F. "International Financial Statistics", vari numeri
Tasso di interesse nominale sui titoli a 3 mesi del Tesoro britannico (Treasury Bills)	O.E.C.D. "Financial Statistics", vari numeri
Tasso di interesse nominale sui depositi interbancari in Italia	O.E.C.D. "Financial Statistics", vari numeri

Nei due paesi in esame il tasso di interesse reale (ex post) è stato ottenuto sottraendo al tasso di interesse nominale, calcolato su base trimestrale, il corrispondente tasso trimestrale percentuale di inflazione, ottenuto utilizzando l'indice del livello dei prezzi al consumo.

I dati riguardano il valore delle variabili alla fine dell'ultimo mese di ogni trimestre.

Appendice III

GLOSSARIO

s_t	= logaritmo del tasso di cambio a pronti tra le valute dei paesi B e A;
f_t	= logaritmo del corrispondente tasso di cambio a termine a tre mesi;
i_t^B, i_t^A	= tasso di interesse nominale nei paesi B e A;
r_t^B, r_t^A	= tasso di interesse reale nei paesi B e A;
p_t^B, p_t^A	= logaritmo del livello dei prezzi nei paesi B e A;
m_t^B, m_t^A	= logaritmo dell'offerta (nominale) di moneta nei paesi B e A;
y_t^B, y_t^A	= logaritmo della produzione reale nei paesi B e A;
$o_t^B, o_t^A, v_t^B, v_t^A, w_t^B, w_t^A$	= residui mutualmente indipendenti, serialmente non correlati, con media zero e varianza costante.

Note

(1) Si vedano, ad esempio, i contributi di B. Cornell (1982), D.L. Hoffman e D.E. Schlagenhauf (1985) e T. Ito e V.V. Roley (1987).

(2) Per una esposizione -ormai classica- di questo approccio, si vedano i contributi di J.A. Frenkel (1976), M. Mussa (1976) e J.F.O. Bilson (1978, 1979).

(3) Per una analisi dettagliata di queste metodologie, si vedano A.B. Abel e F.S. Mishkin (1983), M. Obstfeld (1983) e G. Cifarelli (1986, 1988).

(4) Nella specificazione della relazione 3), utilizzata per focalizzare l'analisi sul ruolo delle "notizie", si ipotizza a priori che $a = 0$ e $b = 1$, si ipotizza cioè che il tasso di cambio a termine sia un predittore non distorto del tasso di cambio a pronti.

(5) Di conseguenza, i titoli nazionali ed i titoli esteri non sono dei perfetti sostituti. Questa modifica è stata introdotta al fine di ottenere una specificazione della relazione a forma ridotta del tasso di cambio atteso, la cui stima non fosse viziata da una rilevante autocorrelazione dei residui.

(6) La soluzione del modello e la specificazione completa delle relazioni 12) e 13) sono riportate in appendice.

(7) Il periodo preso in esame inizia con la fluttuazione della lira italiana rispetto alle altre valute del gennaio-febbraio 1973, (la sterlina britannica aveva iniziato a fluttuare sin dal giugno 1972), e termina alla vigilia del riallineamento delle parità delle valute, facenti parte del Sistema Monetario Europeo, del luglio 1985. E' da notare che la valuta italiana, anche dopo l'abbandono del sistema dei cambi flessibili, successivo all'adesione dell'Italia allo S.M.E. del marzo 1979, non

viene ancorata ad un rigido sistema di parità fisse. La lira dispone infatti di ampi margini di oscillazione, rispetto alle parità dichiarate con le altre valute dello S.M.E.. La Gran Bretagna non ha aderito allo S.M.E. e non ha abbandonato il sistema dei cambi flessibili.

(8) Le implicazioni di questa scelta per il modello sono analizzate nell'appendice. In generale, l'uso di differenze tra variabili corrispondenti nei due paesi in esame viene introdotto al fine di ovviare ad eventuali problemi di multicollinearità tra queste variabili. Per una analisi dei problemi che possono sorgere con questo tipo di restrizioni, si veda il saggio di S.E. Haynes e J.A. Stone (1982).

(9) $(m_t^D - m_t^{Do})$, $(y_t^D - y_t^{Do})$ e $(r_t^D - r_t^{Do})$ sono ortogonali rispetto a $E(s_t | \Omega_{t-1})$ e alla costante, secondo il ben noto principio della ortogonalità dei residui dei minimi quadrati ordinari rispetto ai regressori.

(10) $LMF(i) = [(T - k - i)/i] [R^2/(1 - R^2)]$, dove T è il numero delle osservazioni, k è il numero delle variabili esplicative e i è l'ordine della struttura autoregressiva o a media mobile dei residui della relazione dinamica in esame, struttura di cui si vuole accertare l'esistenza. R^2 è il coefficiente di determinazione, ottenuto con la regressione dei residui della relazione originaria sulle variabili esplicative di questa relazione e su valori ritardati dei residui medesimi. Il numero dei residui ritardati, usati come variabili predeterminate in questa espressione ausiliaria, è pari all'ordine del processo autoregressivo o a media mobile dei residui della relazione originaria, di cui si vuole accertare l'esistenza.

$LMF(i)$ ha una distribuzione asintotica di tipo F , con i e $(T - k - i)$ gradi di libertà, e, come dimostrato da J.F. Kiviet (1986), è affidabile anche con piccoli campioni.

(11) E' da notare che la relazione 1'), nella versione in cui $E(s_t | \Omega_{t-1}) = \hat{s}_t^0$, può essere riscritta come:

$$s_t = a + b\hat{s}_t^0 + b(\hat{e}_t - e_t) + u_{1t},$$

dove $\hat{s}_t^0$, il valore predetto di s_t , e $\hat{e}_t$, il valore stimato dei residui, sono ottenuti con l'ausilio delle stime -con minimi quadrati ordinari- della relazione 16). A. Pagan ha dimostrato che, applicando i minimi quadrati ordinari a relazioni analoghe alla relazione 1'), otteniamo una varianza dei residui, che è uguale (asintoticamente) a $\sigma_{u_1}^2$, ed è inferiore alla varianza corretta, $\sigma_{u_1}^2 + b^2 \sigma_e^2$. (A. Pagan (1984), lemma n. 1, teorema n. 2, (i) e teorema n. 3). Di conseguenza, i valori stimati degli indici di t (asintotici) dei coefficienti a e b saranno superiori ai loro valori effettivi. Abbiamo corretto questa distorsione, utilizzando il valore non distorto della varianza dei residui della relazione 1'), dato da $\sigma_{u_1}^2 + b^2 \sigma_e^2 = 0.0041019$.

Nella tabella II) sono riportati sia i valori distorti che i valori non distorti degli indici rilevanti.

(12) L'ipotesi di efficienza del mercato dei cambi sembra essere più solida nel caso della versione (2), che nel caso della versione (1). Tuttavia, se verifichiamo l'ipotesi congiunta che $\hat{a} = 0$ e $\hat{b} = 1$ con l'ausilio di un test di F quando $E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}$, otteniamo un valore di questo indice pari a 1.006, con 2 e 48 gradi di libertà. Si tratta di un valore nettamente inferiore al valore critico (al grado di significatività del 5 per cento), che è pari a 3.19. Di conseguenza, anche nel caso della versione (1) non siamo in grado di rigettare l'ipotesi di efficienza in esame.

(13) In questo caso la relazione 5) del modello potrebbe essere riformulata -seguendo E.F. Fama (1984)- come: $f_t = E(s_{t+1} | \Omega_t) + Pr_t$. Il tasso di cambio a termine f_t , l'equivalente certezza del tasso di cambio a pronti futuro determinato dal mercato, è uguale alla somma di due componenti: il tasso di cambio atteso futuro, $E(s_{t+1} | \Omega_t)$, condizionato dalle informazioni disponibili nel periodo t , ed il premio a rischio, Pr_t .

(14) Abbiamo anche investigato l'ipotesi che gli impulsi non anticipati abbiano effetti sugli errori di previsione del tasso di cambio, che si protraggano per più periodi, ipotesi che contraddice le "notizie", così come esse sono formulate nel modello di cui sopra. Abbiamo a tal fine stimato le seguenti relazioni nell'intervallo temporale in esame:

$$\begin{aligned} \text{I)} \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) &= g_{10} [\hat{m}_t^D - \hat{m}_t^{Do}] + \sum_{i=1}^n g_{1i} [\hat{m}_{t-i}^D - \hat{m}_{t-i}^{Do}] + \\ &+ g_{20} [\hat{y}_t^D - \hat{y}_t^{Do}] + \sum_{i=1}^n g_{2i} [\hat{y}_{t-i}^D - \hat{y}_{t-i}^{Do}] + g_{30} [\hat{r}_t^D - \hat{r}_t^{Do}] + \\ &+ \sum_{i=1}^n g_{3i} [\hat{r}_{t-i}^D - \hat{r}_{t-i}^{Do}] + \\ &+ (u_{1t} + g_{10} \hat{z}_{1t} + g_{20} \hat{z}_{2t} + g_{30} \hat{z}_{3t}), \quad (n = 1, 2, 3, 4), \end{aligned}$$

e

$$\begin{aligned} \text{II)} \quad s_t - E(s_t | \Omega_{t-1}) &= h_{1i} [\hat{m}_{t-i}^D - \hat{m}_{t-i}^{Do}] + h_{2i} [\hat{y}_{t-i}^D - \hat{y}_{t-i}^{Do}] + \\ &+ h_{3i} [\hat{r}_{t-i}^D - \hat{r}_{t-i}^{Do}] + u_{1it}, \quad (i = 1, 2, 3, 4), \end{aligned}$$

dove si ipotizza che:

$$(1) E(s_t | \Omega_{t-1}) = f_{t-1}, (2) E(s_t | \Omega_{t-1}) = \hat{s}_t^0, E(x_{t-i} | \Omega_{t-1-i}) = \hat{x}_{t-i}^0.$$

L'ipotesi di efficienza, che i coefficienti degli impulsi non anticipati ritardati siano nulli, è stata verificata con l'ausilio di test di F, ed è stata (quasi) sempre accettata al livello di significatività del 5 per cento.

(15) I valori asintotici degli indici t dei coefficienti e_4 , e_5 e e_6 delle variabili predette $\hat{m}_t^{Do}$, $\hat{y}_t^{Do}$ e $\hat{r}_t^{Do}$, sono sovrastimati in analisi di questo genere, poiché la varianza dei residui tende ad essere sottostimata. Ciò non invalida i test di efficienza qui riportati, anche se li rende più restrittivi del necessario. Per una

illustrazione di questo problema, si veda la nota (11) e più in generale A. Pagan (1984), teorema n. 7.

Bibliografia

- Abel A.B., Mishkin F.S. (1983), "An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short Run Neutrality of Monetary Policy", in Journal of Monetary Economics, 11, pp. 3-23.
- Bilson J.F.O. (1978), "Rational Expectations and the Exchange Rate", in J.A. Frenkel e H.G. Johnson (ed.), "The Economics of Exchange Rates: Selected Studies", Reading, Mass., Addison Wesley.
- Bilson J.F.O. (1979), "Recent Developments in Monetary Models of Exchange Rate Determination", in International Monetary Fund Staff Papers, 26, pp. 201-223.
- Cifarelli G. (1986), "Exchange Rates, Market Efficiency and "News". Model Specification and Econometric Identification", in Quaderni dell'Istituto di Economia, n. 55, Siena, Università degli Studi.
- Cifarelli G. (1988), "Tassi di cambio e "notizie": alcuni problemi di identificazione econometrica", in Rassegna Economica, 52, pp. 65-78.
- Cornell B. (1982), "Money Supply Announcements, Interest Rates, and Foreign Exchange", in Journal of International Money and Finance, 1, pp. 201-208.
- Dornbusch R. (1980), "Exchange Rate Economics: Where Do We Stand?", in Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp. 143-185.
- Edwards S. (1982), "Exchange Rates and "News": A Multi-Currency Approach", in Journal of International Money and Finance, 1, pp. 211-224.
- Edwards S. (1983), "Floating Exchange Rates, Expectations and New Information", in Journal of Monetary Economics, 11, pp. 321-336.
- Fama E.F. (1984), "Forward and Spot Exchange Rates", in Journal of Monetary Economics, 14, pp. 319-338.
- Frenkel J.A. (1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", in Scandinavian Journal of Economics, 78, pp. 200-224.
- Frenkel J.A. (1981), "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of "News": Lessons from the 1970s", in Journal of Political Economy, 89, pp. 665-705.
- Hansen L.P., Sargent T.J. (1980), "Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models", in Journal of Economic Dynamics and Control, 2, pp. 7-46.

Hartley P.R. (1983), "Rational Expectations and the Foreign Exchange Market", in J.A. Frenkel (ed.), "Exchange Rates and International Macroeconomics", Chicago, University of Chicago Press.

Haynes S.E., Stone J.A. (1982), "On the Mark: Comment", American Economic Review, 71, pp. 1060-1067.

Hodrick R.J. (1979), "On the Monetary Analysis of Exchange Rates. A Comment", in K. Brunner e A.H. Meltzer (ed.), "Policies for Employment, Prices and Exchange Rates", Amsterdam, North Holland.

Hoffman D.L., Schlagenhauf D.E. (1985), "The Impact of News and Alternative Theories of Exchange Rate Determination", in Journal of Money, Credit and Banking, 17, pp. 328-346.

Ito T., Royley V.V. (1987), "News From the U.S. and Japan. Which Moves The Yen/Dollar Exchange Rate?", in Journal of Monetary Economics, 19, pp. 255-277.

Kiviet J.F. (1986), "On the Rigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships", in Review of Economic Studies, 53, pp. 241-261.

Mussa M.L. (1976), "The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating", in Scandinavian Journal of Economics, 78, pp. 229-248.

Obstfeld M. (1983), "Comment" (to the paper by P.R. Hartley), in J.A. Frenkel (ed.), "Exchange Rates and International Macroeconomics", Chicago, University of Chicago Press.

Pagan A. (1984), "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors", in International Economic Review, 25, pp. 221-247.

Elenco dei Quaderni pubblicati

- n. 1 (febbraio 1979) **MASSIMO DI MATTEO**, Alcune considerazioni sui concetti di lavoro produttivo e improduttivo in Marx
- n. 2 (marzo 1979) **MARIA L. RUIZ**, Mercati oligopolistici e scambi internazionali di manufatti. Alcune ipotesi e un'applicazione all'Italia
- n. 3 (maggio 1979) **DOMENICO MARIO NUTI**, Le contraddizioni delle economie socialiste: una interpretazione marxista
- n. 4 (giugno 1979) **ALESSANDRO VERCELLI**, Equilibrio e dinamica del sistema economico-semantic dei linguaggi formalizzati e modello keynesiano
- n. 5 (settembre 1979) **A. RONCAGLIA - M. TONVERONACHI**, Monetaristi e neokeynesiani: due scuole o una?
- n. 6 (dicembre 1979) **NERI SALVADORI**, Mutamento dei metodi di produzione e produzione congiunta
- n. 7 (gennaio 1980) **GIUSEPPE DELLA TORRE**, La struttura del sistema finanziario italiano: considerazioni in margine ad un'indagine sull'evoluzione quantitativa nel dopoguerra (1948-1978)
- n. 8 (gennaio 1980) **AGOSTINO D'ERCOLE**, Ruolo della moneta ed impostazione antiquantitativa in Marx: una nota
- n. 9 (novembre 1980) **GIULIO CIFARELLI**, The natural rate of unemployment with rational expectations hypothesis. Some problems of estimation
- n. 10 (dicembre 1980) **SILVANO VICARELLI**, Note su ammortamenti, rimpiazzi e tasso di crescita
- n. 10 bis (aprile 1981) **LIONELLO F. PUNZO**, Does the standard system exist?
- n. 11 (marzo 1982) **SANDRO GRONCHI**, A meaningful sufficient condition for the uniqueness of the internal rate of return
- n. 12 (giugno 1982) **FABIO PETRI**, Some implications of money creation in a growing economy
- n. 13 (settembre 1982) **RUGGERO PALADINI**, Da Cournot all'oligopolio: aspetti dei processi concorrenziali
- n. 14 (ottobre 1982) **SANDRO GRONCHI**, A Generalized internal rate of return depending on the cost of capital
- n. 15 (novembre 1982) **FABIO PETRI**, The Patinkin controversy revisited
- n. 16 (dicembre 1982) **MARINELLA TERRASI BALESTRIERI**, La dinamica della localizzazione industriale: aspetti teorici e analisi empirica
- n. 17 (gennaio 1983) **FABIO PETRI**, The connection between Say's law and the theory of the rate of interest in Ricardo
- n. 18 (gennaio 1983) **GIULIO CIFARELLI**, Inflation and output in Italy: a rational expectations interpretation
- n. 19 (gennaio 1983) **MASSIMO DI MATTEO**, Monetary conditions in a classical growth cycle
- n. 20 (marzo 1983) **M. DI MATTEO - M.L. RUIZ**, Effetti dell'interdipendenza tra paesi produttori di petrolio e paesi industrializzati: un'analisi macrodinamica
- n. 21 (marzo 1983), **ANTONIO CRISTOFARO**, La base imponibile dell'IRPEF: un'analisi empirica
- n. 22 (gennaio 1984) **FLAVIO CASPRINI**, L'efficienza del mercato dei cambi. Analisi teorica e verifica empirica
- n. 23 (febbraio 1984) **PIETRO PUCCINELLI**, Imprese e mercato nelle economie socialiste: due approcci alternativi
- n. 24 (febbraio 1984) **BRUNO MICONI**, Potere prezzi e distribuzione in economie mercantili caratterizzate da diverse relazioni sociali
- n. 25 (aprile 1984) **SANDRO GRONCHI**, On investment criteria based on the internal rate of return
- n. 26 (maggio 1984) **SANDRO GRONCHI**, On Karmel's criterion for optimal truncation
- n. 27 (giugno 1984) **SANDRO GRONCHI**, On truncation "theorems"
- n. 28 (ottobre 1984) **LIONELLO F. PUNZO**, La matematica di Sraffa
- n. 29 (dicembre 1984) **ANTONELLA STIRATI**, Women's work in economic development process
- n. 30 (gennaio 1985) **GIULIO CIFARELLI**, The natural rate of unemployment and rational expectation hypotheses: some empirical tests.
- n. 31 (gennaio 1985) **SIMONETTA BOTARELLI**, Alcuni aspetti della concentrazione dei redditi nel Comune di Siena
- n. 32 (febbraio 1985) **FOSCO GIOVANNONI**, Alcune considerazioni metodologiche sulla riforma di un sistema tributario
- n. 33 (febbraio 1985) **SIMONETTA BOTARELLI**, Ineguaglianza dei redditi personali a livello comunale
- n. 34 (marzo 1985) **IAN STEEDMAN**, Produced inputs and tax incidence theory
- n. 35 (aprile 1985) **RICHARD GOODWIN**, Prelude to a reconstruction of economic theory. A critique of Sraffa
- n. 36 (aprile 1985) **MICHIO MORISHIMA** Classical, neoclassical and Keynesian in the Leontief world
- n. 37 (aprile 1985) **SECONDO TARDITI**, Analisi delle politiche settoriali: prezzi e redditi nel settore agroalimentare
- n. 38 (maggio 1985) **PIETRO BOD**, Sui punti fissi di applicazioni isotoniche.
- n. 39 (giugno 1985) **STEFANO VANNUCCI**, Schemi di gioco simmetrici e stabili e teoremi di possibilità per scelte collettive.
- n. 40 (luglio 1985) **RICHARD GOODWIN**, The use of gradient dynamics in linear general disequilibrium theory.
- n. 41 (agosto 1985) **M. MORISHIMA and T. SAWA**, Expectations and the life span of the regime.
- n. 42 (settembre 1985) **ALESSANDRO VERCELLI**, Keynes, Schumpeter, Marx and the structural instability of capitalism.
- n. 43 (ottobre 1985) **ALESSANDRO VERCELLI**, Money and production in Schumpeter and Keynes: two dichotomies
- n. 44 (novembre 1985) **MARCO LONZI**, Aspetti matematici nella ricerca di condizioni di unicità per il Tasso Interno di Rendimento.

- n. 45 (dicembre 1985) **NIKOLAUS K.A. LAUFER**, Theoretical foundations of a new money supply hypothesis for the FRG.
- n. 46 (gennaio 1986) **ENRICO ZAGHINI**, Una dimostrazione alternativa dell'esistenza di equilibri in un modello di accumulazione pura
- n. 47 (febbraio 1986) **ALESSANDRO VERCELLI**, Structural stability and the epistemology of change: a critical appraisal
- n. 48 (marzo 1986) **JOHN HICKS**, Rational behaviour: observation or assumption?
- n. 49 (aprile 1986) **DOMENICO MARIO NUTI**, Merger conditions and the measurement of disequilibrium in labour-managed economies
- n. 50 (maggio 1986) **SUSAN SENIOR NELLO**, Un'applicazione della Public Choice Theory alla questione della riforma della Politica Agricola Comune della CEE.
- n. 51 (maggio 1986) **SERENA SORDI**, Some notes on the second version of Kalecki's Business Cycle Theory
- n. 52 (giugno 1986) **PIERANGELO GAREGNANI**, The classical theory of wage and the role of demand schedules in the determination of relative prices
- n. 53 (luglio 1986) **FRANCO BIRARDI**, Crescita, sviluppo ed evoluzione: l'affermazione dei nessi strutturali sistematici e la combinazione di scienza, tecnologia ed economia nelle prime industrializzazioni
- n. 54 (agosto 1986) **M. AMENDOLA - J.L. GAFFARD**, Innovation as creation of technology: a sequential model
- n. 55 (settembre 1986) **GIULIO CIFARELLI**, Exchange rates, market efficiency and "news". Model specification and econometric identification
- n. 56 (settembre 1986) **ALESSANDRO VERCELLI**, Technological flexibility, financial fragility and the recent revival of Schumpeterian entrepreneurship
- n. 57 (ottobre 1986) **FABIO PETRI**, The meaning of the Cambridge controversies on capital theory: an attempt at communication
- n. 58 (ottobre 1986) **DANIELE CHECCHI**, The international coordination of counter-cyclical policies
- n. 59 (novembre 1986) **ALESSANDRO VERCELLI**, Probabilistic causality and economic models: Suppes, Keynes, Granger
- n. 60 (dicembre 1986) **LIONELLO F. PUNZO**, J. Von Neumann and K. Menger's mathematical colloquium
- n. 61 (dicembre 1986) **MICHAEL BACHARACH**, Three scenarios for fulfilled expectations
- n. 62 (gennaio 1987) **J. ESTEBAN and T. MILLAN**, Competitive equilibria and the core of overlapping generations economies
- n. 63 (gennaio 1987) **ROBERT W. CLOWER**, New directions for keynesian economics
- n. 64 (febbraio 1987) **MARCO P. TUCCI**, A simple introduction to flexible functional forms and consumer behaviour theory
- n. 65 (marzo 1987) **NICOLA DIMITRI**, Generalizations of some continuous time epidemic models
- n. 66 (aprile 1987) **MASSIMO DI MATTEO**, Goodwin and the Evolution of a Capitalistic Economy: An Afterthought

- n. 67 (maggio 1987) **MASSIMO DI MATTEO**, Early Discussions on Long Waves
- n. 68 (giugno 1987) **MASSIMO DI MATTEO**, Warranted, Natural, and Actual Rates of Growth: Reflections of a Perplex
- n. 69 (settembre 1987) **LUISA MONTUSCHI**, Inward-Looking development and import substitution in the Argentine Economy 1950-1980
- n. 70 (dicembre 1987) **GIANCARLO GANDOLFO and PIETRO CARLO PADOAN**, The Mark V version of the Italian continuous time model
- n. 71 (dicembre 1987) **SILVANO VICARELLI**, Impatience to consume, the utility of wealth and the rate of interest
- n. 72 (gennaio 1988) **OMAR CHISARI**, Worker's assets, foreign debt and the dynamics of an economy
- n. 73 (febbraio 1988) **STEFANO VANNUCCI**, On exactly strong-Nash-implementable power allocations
- n. 74 (marzo 1988) **PIER LUIGI LANDI**, Aspetti economici della società anonima della strada ferrata Empoli-Siena o Centrale Toscana fino al 1859
- n. 75 (aprile 1988) **FRANCO BIRARDI**, Generating the space of physical characteristics by means of elements which are discrete and limited over time (A note on innovation in chemical technologies)
- n. 76 (maggio 1988) **LILIA COSTABILE**, Politica monetaria, debito pubblico e tasso di interesse
- n. 77 (giugno 1988) **GIUSEPPE DELLA TORRE**, L'evoluzione dei sistemi finanziari nell'approccio contabile di Raymond Goldsmith.
Alcune considerazioni analitiche
- n. 78 (luglio 1988) **FRANCESCO FARINA**, Fattori tecnologici e transazionali nella divisione interindustriale del lavoro
- n. 79 (ottobre 1988) **FRANCESCO FARINA**, Gli obiettivi della Banca d'Italia e i tassi d'interesse sul debito pubblico

Alla presente Collana "gialla" di quaderni il Dipartimento di Economia Politica affianca una Collana "celeste" di monografie. I numeri pubblicati a tutt'oggi sono i seguenti:

- 1) **GIUSEPPE DELLA TORRE**, Istituzioni creditizie ed Accumulazione del Capitale in Italia (1948-81), 1984.
- 2) **SANDRO GRONCHI**, Tasso Interno di Rendimento e Valutazione dei Progetti: una Analisi Teorica, 1984.
- 3) **ALDINO MONTI**, La Proprietà Immobiliare a Bologna in Età Napoleonica (1797-1810), 1984.
- 4) **GIULIO CIFARELLI**, Equilibrium and Disequilibrium Interpretations of Inflation, 1985.