

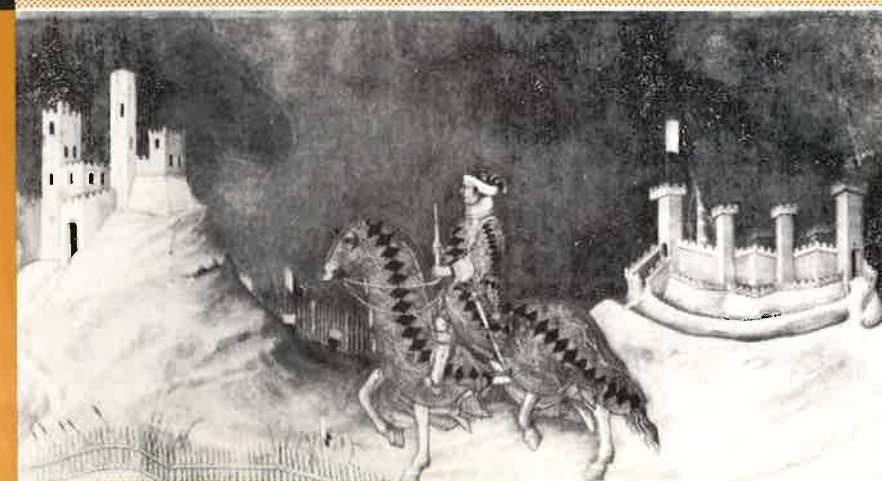
UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI SIENA



QUADERNI DEL DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA POLITICA

Giulio Cifarelli

SUI DETERMINANTI DEGLI ERRORI
DI PREVISIONE A TERMINE
NEL MERCATO DEI CAMBI



**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 Quaderni vengono regolarmente inviati a
tutti gli istituti e dipartimenti italiani, a carattere 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

SUI DETERMINANTI DEGLI ERRORI DI PREVISIONE
A TERMINE NEL MERCATO DEI CAMBI



Siena, maggio 1990

I. Introduzione

In questo saggio proponiamo una generalizzazione dei risultati empirici presentati in lavori precedenti e riguardanti l'influenza delle "innovazioni" o "notizie" sul tasso di cambio. Le stime ottenute in precedenza (G. Cifarelli (1988)) riguardavano il tasso di cambio tra lira italiana e sterlina britannica, ed avevano scadenza trimestrale. Le stime qui riportate riguardano piu' tassi di cambio ed hanno scadenza sia mensile che trimestrale. I risultati sembrano confermare la validita' dell'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti, nonche' della metodologia utilizzata per riprodurre l'andamento del tasso di cambio a termine.

II. L'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti e le "notizie"

Consideriamo il seguente modello, rappresentativo dell'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti:¹

$$1) i_t^b - i_t^d = f_t - s_t + \eta s_{t-1}, \quad |\eta| < 1,$$

$$2) E(s_{t+1} | Q_t) = f_t$$

$$3) s_t - P_t^b + P_t^d = \alpha_t, \quad 3') \alpha_t = \delta \alpha_{t-1} + \epsilon_t, \quad |\delta| < 1, E(\epsilon_t | Q_{t-1}) = 0,$$

$$4) m_t^b - P_t^b = a^b y_t^b - b^b i_t^b + c^b$$

$$4') m_t^a - P_t^a = a^a y_t^a - b^a i_t^a + c^a$$

$$5) i_t^b = r_t^b + E[(P_{t+1}^b - P_t^b) | Q_t]$$

$$5') i_t^a = r_t^a + E[(P_{t+1}^a - P_t^a) | Q_t]$$

$$6) U_{11}^b(L)m_t^b + U_{12}^b(L)y_t^b + U_{13}^b(L)r_t^b = o_t^b$$

$$6') U_{11}^a(L)m_t^a + U_{12}^a(L)y_t^a + U_{13}^a(L)r_t^a = o_t^a$$

$$7) U_{21}^b(L)m_t^b + U_{22}^b(L)y_t^b + U_{23}^b(L)r_t^b = v_t^b$$

$$7') U_{21}^a(L)m_t^a + U_{22}^a(L)y_t^a + U_{23}^a(L)r_t^a = v_t^a$$

$$8) U_{31}^b(L)m_t^b + U_{32}^b(L)y_t^b + U_{33}^b(L)r_t^b = w_t^b$$

$$8') U_{31}^a(L)m_t^a + U_{32}^a(L)y_t^a + U_{33}^a(L)r_t^a = w_t^a$$

$$U_{z,d}^k(L) = \sum_{h=0}^{n_{z,d}^k} U_{z,d,h}^k L^h, \quad z, d = 1, 2, 3; k = a, b,$$

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

s_t = logaritmo del tasso di cambio a pronti tra le valute dei paesi b e a;

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 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 e serialmente non correlati, con media zero e varianza costante.

La relazione 1) definisce la condizione di arbitraggio dei tassi di interesse, modificata al fine di tenere conto di eventuali ritardi di aggiustamento. L'equazione 2) introduce l'ipotesi di efficienza del mercato dei cambi e l'ipotesi semplificatrice di neutralità rispetto al rischio degli agenti economici. L'equazione 3) definisce α_t come una deviazione temporanea dei prezzi dalla parità del potere di acquisto. Queste deviazioni possono essere persistenti nel breve termine. Le relazioni 4) e 4') sono le funzioni di domanda di moneta. Le relazioni 5) e 5') rappresentano le relazioni di Fisher tra tasso di interesse nominale, tasso di interesse reale e tasso di inflazione atteso nei paesi b e a. Le relazioni 6), 6'), 7), 7'), 8) e 8') descrivono l'andamento dell'offerta di moneta, del reddito reale e del tasso di interesse reale nei paesi b e a.

Nel periodo di tempo esaminato in questo saggio i tassi di cambio tra le principali valute (sia a pronti che a termine) sono caratterizzati da ampie e frequenti oscillazioni, oscillazioni dovute - secondo l'ipotesi di efficienza del mercato dei cambi incorporata nel modello - a variazioni delle aspettative degli agenti economici sull'andamento futuro dei tassi stessi. Nuove informazioni, che inducono mutamenti delle aspettative, provocano aggiustamenti rapidi dei tassi ed eliminano gli eventuali profitti da arbitraggio. Gli errori di previsione del mercato, misurati dalla

differenza tra tasso a pronti effettivo nel periodo t e tasso a pronti del periodo t previsto nel periodo precedente, sono tuttavia rilevanti. Le aspettative degli operatori, basate sulle informazioni disponibili nel periodo $t-1$, non tengono necessariamente conto dei fattori che influenzano i tassi di cambio nel periodo t .² La difficoltà di prevedere l'andamento del tasso di cambio a pronti rende rilevante l'analisi delle "notizie", di quei fattori inattesi che provocano gli errori di previsione del mercato. L'analisi è qui effettuata con l'ausilio del modello di cui sopra.

Otteniamo, risolvendo il modello ed attribuendo un preciso valore a n_2^k , nelle relazioni 6), 6'), 7), 7'), 8) e 8'), una relazione a forma ridotta, che descrive l'andamento del tasso di cambio atteso nel periodo t , condizionato dalle informazioni disponibili nel periodo $t-1$. (La soluzione del modello è riportata in appendice). Questa relazione viene utilizzata, con l'ausilio di opportune manipolazioni, per ottenere l'equazione 9), che descrive l'effetto delle "notizie" sugli errori di previsione del mercato dei cambi:

$$9) s_t - E(s_t | Q_{t-1}) = a_1[m_t^b - E(m_t^b | Q_{t-1})] + a_2[y_t^b - E(y_t^b | Q_{t-1})] + a_3[r_t^b - E(r_t^b | Q_{t-1})] + a_4[m_t^a - E(m_t^a | Q_{t-1})] + a_5[y_t^a - E(y_t^a | Q_{t-1})] + a_6[r_t^a - E(r_t^a | Q_{t-1})].$$

In questo saggio viene sviluppata una analisi empirica della rilevanza delle "notizie", usando come valore atteso del tasso di cambio a pronti futuro sia il valore predetto fornito dal modello, che il tasso di cambio a termine.

III. Risultati empirici ottenuti con dati mensili

I dati utilizzati hanno scadenza mensile e riguardano i fattori che spiegano l'andamento del tasso di cambio tra lira italiana e sterlina britannica, dollaro statunitense e sterlina britannica, e marco tedesco e sterlina britannica dal marzo 1973 al giugno 1985.³

Per motivi di convenienza empirica, le stime sono state effettuate usando come variabili le differenze tra i valori delle variabili corrispondenti nella coppia di paesi di volta in volta esaminata. Il modello comporta quindi l'analisi delle seguenti relazioni:

$$10) s_t = c + gE(s_t | Q_{t-1}) + c_1[m_t^d - E(m_t^d | Q_{t-1})] + c_2[y_t^d - E(y_t^d | Q_{t-1})] + c_3[r_t^d - E(r_t^d | Q_{t-1})] + u_{10t},$$

$$11) s_t - E(s_t | Q_{t-1}) = d_1[m_t^d - E(m_t^d | Q_{t-1})] + d_2[y_t^d - E(y_t^d | Q_{t-1})] + d_3[r_t^d - E(r_t^d | Q_{t-1})] + u_{11t},$$

dove

$m_t^d = m_t^b - m_t^a$ = 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.

$E(s_t | Q_{t-1})$ è stato quantificato o da f_{t-1} , (il tasso di

cambio a pronti atteso per il periodo t , fissato dal mercato nel periodo $t-1$), o da $\hat{s}_t^e$. $\hat{s}_t^e$ e' il valore predetto del tasso di cambio, ottenuto a partire dalla seguente relazione a forma ridotta, che descrive la formazione delle aspettative razionali del tasso di cambio a pronti nel periodo t , secondo il modello monetario di cui sopra, condizionate dalle informazioni disponibili nel periodo $t-1$:

$$12) s_t = \theta_0 + \theta_1 m_{t-1}^e + \theta_2 m_{t-2}^e + \theta_3 y_{t-1}^e + \theta_4 y_{t-2}^e + \theta_5 r_{t-1}^e + \theta_6 s_{t-1} + e_t,$$

$\hat{s}_t^e = E(s_t | Q_{t-1}) = s_t - \hat{e}_t$. (Con il simbolo $\hat{}$ indichiamo il valore stimato di una variabile).

Con dati mensili risulta infatti, empiricamente, che i ritardi ottimali sono $n_{z0}^k = 1$ ($z = 1,2,3$) e $n_{zd}^k = 2$ ($z = 1,2,3$; $d = 1,2$) nelle stime degli impulsi anticipati, stime ottenute con minimi quadrati ordinari. Vengono cosi' utilizzate le seguenti relazioni:

$$13) m_t^e = -U_{11,1} m_{t-1}^e - U_{11,2} m_{t-2}^e - U_{12}(L) y_t^e - U_{13}(L) r_t^e + o_t^e$$

$$14) y_t^e = -U_{21}(L) m_t^e - U_{22,1} y_{t-1}^e - U_{22,2} y_{t-2}^e - U_{23}(L) r_t^e + v_t^e$$

$$15) r_t^e = -U_{31}(L) m_t^e - U_{32}(L) y_t^e - U_{33,1} r_{t-1}^e + w_t^e,$$

dove $U_{zd}(L) = U_{z,d}^1(L) = U_{z,d}^2(L)$, ($z, d = 1,2,3$), al fine di ottenere i valori attesi:

$$E(m_t^e | Q_{t-1}) = m_t^e - \hat{o}_t^e$$

$$E(y_t^e | Q_{t-1}) = y_t^e - \hat{v}_t^e$$

$$E(r_t^e | Q_{t-1}) = r_t^e - \hat{w}_t^e.$$

Nella tabella 1 abbiamo riportato i coefficienti di correlazione tra $\hat{s}_t^e$ e f_{t-1} , $\hat{s}_t^e$ e s_t , e f_{t-1} e s_t per le valute in esame.

TABELLA 1

1973.3 1985.6

	Lit\L	Sw\L	DM\L
$\rho_{\hat{s}_t^e, f_{t-1}}$	0.9988	0.9994	0.9993
$\rho_{\hat{s}_t^e, s_t}$	0.9909	0.9896	0.9861
ρ_{f_{t-1}, s_t}	0.9890	0.9887	0.9852

L'andamento nel tempo di $\hat{s}_t^e$ riproduce fedelmente l'andamento di f_{t-1} , come dimostrato dal valore elevato dei corrispondenti coefficienti di correlazione. E' da notare, inoltre, che la correlazione tra $\hat{s}_t^e$ e f_{t-1} e' sempre superiore alla correlazione tra s_t e f_{t-1} , a conferma della validita' della specificazione della relazione 12).

Nelle stime empiriche degli impulsi abbiamo aggiunto ai regressori delle relazioni 13), 14) e 15) una costante ed il

valore del tasso di cambio atteso, al fine di garantire l'ortogonalita' tra gli impulsi non anticipati e queste variabili nella stima di relazioni analoghe alla relazione 10) di cui sopra.⁴ Abbiamo, in certi casi, aggiunto una variabile di comodo, per tenere conto di un eventuale slittamento delle stime, in occasione della ricostituzione dello S.M.E. del marzo 1979.

Come e' stato notato in lavori precedenti, e' possibile che, da un punto di vista economico, m_t^d , y_t^d , r_t^d e s_t siano determinati simultaneamente.⁵ Di conseguenza, m_t^d , y_t^d e r_t^d , e quindi i regressori $(m_t^d - m_t^{d0})$, $(y_t^d - y_t^{d0})$ e $(r_t^d - r_t^{d0})$ saranno correlati con l'errore stocastico nelle relazioni 10) e 11), rendendo inconsistenti le stime ottenute con i minimi quadrati ordinari. Questo problema e' stato risolto 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 mediante regressioni di m_t^d , y_t^d e r_t^d su delle variabili strumentali.⁶

Nel caso in cui $E(s_t | Q_{t-1}) = \hat{s}_t^0$, possono sorgere dei problemi di consistenza - menzionati da A. Pagan (1984) - nella stima della relazione 10), problemi dovuti all'uso del valore predetto di una regressione precedente come variabile predeterminata. Di conseguenza abbiamo esaminato l'impatto delle "notizie" solo con l'ausilio dell'equazione 11), equazione nella quale si ipotizza a priori che $c = 0$ e $g = 1$. Nel caso in cui $E(s_t | Q_{t-1}) = f_{t-1}$, abbiamo invece esaminato la rilevanza delle "notizie" sia con l'ausilio della relazione vincolata 11), che con l'ausilio della relazione 10). Abbiamo cosi' stimato le seguenti relazioni, con i minimi quadrati ordinari:

$$16) s_t = c + g f_{t-1} + c_1 [\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}] + c_2 [\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}] + c_3 [\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0}] \\ + (u_{16t} + c_1 \hat{z}_{1t} + c_2 \hat{z}_{2t} + c_3 \hat{z}_{3t})$$

$$17) s_t - E(s_t | Q_{t-1}) = d_1 [\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}] + d_2 [\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}] + d_3 [\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0}] \\ + (u_{17t} + d_1 \hat{z}_{1t} + d_2 \hat{z}_{2t} + d_3 \hat{z}_{3t})$$

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

Le stime della relazione 16) sono riportate nella tabella 2, e le stime della relazione 17) sono riportate nella tabella 3. I risultati sembrano confermare la rilevanza delle "notizie" come determinanti degli errori di previsione del tasso di cambio. Le stime ottenute con l'ausilio del tasso di cambio atteso predetto dal modello monetario, $\hat{s}_t^0$, sono sempre molto simili alle stime ottenute con l'ausilio del tasso di cambio a termine, f_{t-1} . Cio' sembra confermare la validita' del tentativo di verificare la razionalita' delle aspettative del mercato dei cambi ricorrendo ad un preciso modello. Non tutte le "notizie" hanno coefficienti significativamente diversi da zero: le variazioni inattese dell'offerta di moneta svolgono, tuttavia, un ruolo predominante in due dei tre tassi di cambio presi in esame. I segni dei coefficienti degli impulsi sono compatibili con l'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti: un aumento (inatteso) dell'offerta di moneta provoca un deprezzamento della valuta nazionale, mentre un aumento (inatteso) del reddito o del tasso di interesse reale provoca un apprezzamento della valuta nazionale.⁷

TABELLA 2

1973.3 1985.6

$$16) S_t = c + g f_{t-1} + c_1 [\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}] + c_2 [\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}] + c_3 [\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0}] \\ + (u_{16t} + c_1 \hat{z}_{1t} + c_2 \hat{z}_{2t} + c_3 \hat{z}_{3t}).$$

	c	g	c ₁	c ₂	c ₃	R ²	E.S.	D.W.
Lit\A								
	0.13	0.98	1.81	0.07	0.01	0.98	0.0284	2.01
	(1.42)	(83.30)	(4.24)	(0.24)	(1.03)			
SV\A								
	-0.004	1.00	1.13	0.18	-0.02	0.98	0.0303	1.79
	(-0.43)	(71.77)	(1.96)	(0.38)	(-2.17)			
DM\A								
	0.05	0.97	0.06	-0.83	-0.03	0.97	0.0300	1.82
	(2.54)	(71.12)	(0.12)	(-2.48)	(-1.66)			

LA SEGUENTE VARIABILE DI COMODO, D₁, E' STATA INCLUSA TRA I REGRESSORI
DEGLI IMPULSI ANTICIPATI:

$$D_1 = \begin{cases} 0 & \text{NEL PERIODO 1973.3 - 1979.2} \\ 1 & \text{NEL PERIODO 1979.3 - 1985.6} \end{cases}$$

TABELLA 3

1973.3 1985.6

$$17) S_t - E(S_t | Q_{t-1}) = d_1 [\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}] + d_2 [\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}] + d_3 [\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0}] \\ + (u_{17t} + d_1 \hat{z}_{1t} + d_2 \hat{z}_{2t} + d_3 \hat{z}_{3t}).^8$$

	d ₁	d ₂	d ₃	R ²	E.S.	D.W.
Lit\A						
(1)	1.81	0.07	0.01	0.11	0.0284	2.01
	(4.19)	(0.24)	(1.03)			
(2)	1.64	0.04	0.01	0.11	0.0256	2.04
	(4.13)	(0.17)	(1.32)			
SV\A						
(1)	1.13	0.18	-0.01	0.03	0.0302	1.77
	(1.95)	(0.39)	(-2.14)			
(2)	1.14	0.18	-0.01	0.03	0.0289	1.91
	(2.18)	(0.40)	(-2.01)			
DM\A						
(1)	0.06	-0.83	-0.03	0.02	0.0305	1.80
	(0.11)	(-2.34)	(-1.61)			
(2)	-0.07	-0.70	-0.02	0.01	0.0290	1.82
	(-0.15)	(-2.19)	(-1.46)			

$$(1) E(S_t | Q_{t-1}) = f_{t-1}; (2) E(S_t | Q_{t-1}) = \hat{S}_t^0.$$

LA SEGUENTE VARIABILE DI COMODO, D₁, E' STATA INCLUSA TRA I REGRESSORI
DEGLI IMPULSI ANTICIPATI:

$$D_1 = \begin{cases} 0 & \text{NEL PERIODO 1973.3 - 1979.2} \\ 1 & \text{NEL PERIODO 1979.3 - 1985.6} \end{cases}$$

IV. Risultati empirici ottenuti con dati trimestrali

I dati utilizzati hanno scadenza trimestrale e riguardano i fattori che spiegano l'andamento dei tre tassi di cambio esaminati in precedenza, (con l'ausilio di dati mensili), dal primo trimestre del 1973 al secondo trimestre del 1985. L'approccio utilizzato differisce solo marginalmente dall'approccio precedente, e comporta sempre l'analisi delle relazioni 16) e 17). I ritardi ottimali sono qui pari a $n_{zj}^* = 2$ ($z = 1, 2, 3$ e $d = 1, 2, 3$) nelle stime degli impulsi anticipati (equazioni 13), 14) e 15)). Ne segue che la relazione, che descrive la formazione delle aspettative razionali del tasso di cambio a pronti secondo il modello, deve essere riformulata come:

$$18) s_t = \phi_0 + \phi_1 m_{t-1}^d + \phi_2 m_{t-2}^d + \phi_3 y_{t-1}^d + \phi_4 y_{t-2}^d + \phi_5 r_{t-1}^d + \phi_6 r_{t-2}^d + \phi_7 s_{t-1} + e_t,$$

$$\text{con } \hat{s}_t^o = s_t - \hat{e}_t.^9$$

L'andamento nel tempo di $\hat{s}_t^o$ riproduce fedelmente l'andamento di f_{t-1} anche in questo caso: i coefficienti di correlazione rilevanti, riportati nella tabella 4, hanno infatti un valore elevato.

TABELLA 4

1973:1 1985:2

	Lit/L	S/L	DM/L
$\rho_{\hat{s}_t^o, f_{t-1}}^o$	0.9916	0.9890	0.9956
$\rho_{\hat{s}_t^o, s_t}^o$	0.9779	0.9752	0.9652
ρ_{f_{t-1}, s_t}	0.9671	0.9639	0.9586

Sia nelle stime con dati trimestrali, che nelle stime con dati mensili, i coefficienti di correlazione hanno sempre un valore molto elevato. Questo risultato non deve stupire, poichè le coppie di serie temporali s_t , f_{t-1} e s_t , $\hat{s}_t^o$ sono cointegrate.¹⁰ Il coefficiente di correlazione tra $\hat{s}_t^o$ e f_{t-1} è sempre superiore al coefficiente di correlazione tra $\hat{s}_t^o$ e s_t . Quest'ultimo è - inoltre - sempre superiore al coefficiente di correlazione tra f_{t-1} e s_t .

Gli effetti delle "notizie" sugli errori di previsione del mercato dei cambi, effetti valutati sempre con l'ausilio delle stime delle equazioni 16) e 17), sono riportati nelle tabelle 5 e 6. E' da notare che le variabili strumentali, utilizzate per ottenere i valori predetti $\hat{m}_t^d$, $\hat{y}_t^d$ e $\hat{r}_t^d$, sono parzialmente diverse da quelle utilizzate nelle stime con dati mensili.¹¹

TABELLA 5

1973.I 1985.II

$$16) S_t = c + g f_{t-1} + c_1(\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}) + c_2(\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}) + c_3(\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0})$$

$$+ (u_{16t} + c_1 \hat{z}_{1t} + c_2 \hat{z}_{2t} + c_3 \hat{z}_{3t}).$$

	c	g	c ₁	c ₂	c ₃	$\bar{R}^2$	E.S.	D.W.
Lit\A								
	0.35	0.95	0.92	-0.84	-0.01	0.94	0.0510	2.04
	(1.40)	(26.32)	(2.37)	(-2.83)	(-0.97)			
S\A								
	-0.004	0.99	-0.03	-0.58	-0.02	0.93	0.0539	1.34
	(-0.14)	(24.61)	(-0.06)	(-1.27)	(-2.64)			
DM\A								
	0.17	0.89	1.04	-0.70	0.02	0.92	0.0496	1.98
	(3.62)	(28.48)	(2.02)	(-1.32)	(1.94)			

* LA SEGUENTE VARIABILE DI COMODO, D_1 , E' STATA INCLUSA TRA LE VARIABILI STRUMENTALI:

$$D_1 = \begin{cases} 0 & \text{NEL PERIODO 1973.I - 1978.IV} \\ 1 & \text{NEL PERIODO 1979.I - 1985.II} \end{cases}$$

TABELLA 6

1973.I 1985.II

$$17) S_t - E(S_t | Q_{t-1}) = d_1(\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}) + d_2(\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}) + d_3(\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0})$$

$$+ (u_{17t} + d_1 \hat{z}_{1t} + d_2 \hat{z}_{2t} + d_3 \hat{z}_{3t}).^{12}$$

	d ₁	d ₂	d ₃	$\bar{R}^2$	E.S.	D.W.
Lit\A						
(1)	0.92	-0.84	-0.01	0.10	0.0611	2.05
	(2.27)	(-3.04)	(-1.00)			
(2)	0.86	-0.79	-0.003	0.13	0.0402	2.06
	(3.04)	(-3.78)	(-0.87)			
S\A						
(1)	-0.03	-0.58	-0.02	0.07	0.0532	1.33
	(-0.06)	(-1.33)	(-2.78)			
(2)	-0.39	-0.55	-0.02	0.14	0.0426	1.90
	(-0.86)	(-1.33)	(-2.68)			
DM\A						
(1)	1.04	-0.70	0.02	0.07	0.0532	1.84
	(1.96)	(-1.14)	(1.76)			
(2)	0.86	-0.55	0.01	0.07	0.0450	2.15
	(1.92)	(-1.03)	(2.00)			

$$(1) E(S_t | Q_{t-1}) = f_{t-1}; (2) E(S_t | Q_{t-1}) = \hat{S}_t^0.$$

* LA SEGUENTE VARIABILE DI COMODO, D_1 , E' STATA INCLUSA TRA LE VARIABILI STRUMENTALI:

$$D_1 = \begin{cases} 0 & \text{NEL PERIODO 1973.I - 1978.IV} \\ 1 & \text{NEL PERIODO 1979.I - 1985.II} \end{cases}$$

Nel caso del tasso di cambio tra dollaro statunitense e sterlina britannica i risultati empirici non sono pienamente soddisfacenti. Le stime ottenute con $E(s_t|Q_{t-1}) = f_{t-1}$ sono viziate da una rilevante autocorrelazione dei residui, e differiscono così dalle stime ottenute con $E(s_t|Q_{t-1}) = \hat{s}_t^0$. Il modello utilizzato - basato sull'ipotesi di efficienza del mercato dei cambi - non sembra offrire una rappresentazione adeguata della realtà. Nel caso degli altri due tassi di cambio in esame, i risultati empirici sono più soddisfacenti.

Un confronto tra le stime ottenute con dati mensili e le stime ottenute con dati trimestrali consente di rilevare alcuni spunti interessanti. Gli indici $\bar{R}^2$ ed E.S. delle tabelle 2, 3, 5, e 6 indicano che, come era da prevedersi, le previsioni a termine ad un mese sono più accurate delle previsioni a tre mesi. Le "notizie" hanno quindi un maggior potere esplicativo nelle stime con dati trimestrali che nelle stime ottenute con dati mensili.

Mentre l'andamento degli errori di previsione sul tasso tra lira italiana e sterlina britannica è riprodotto meglio con dati trimestrali che con dati mensili, l'opposto si verifica per quanto riguarda l'andamento degli errori di previsione sul tasso tra dollaro statunitense e sterlina britannica. Le reazioni degli operatori non sembrano essere state le stesse per i due tassi di cambio: gli operatori interessati all'andamento del tasso tra dollaro e sterlina sarebbero stati più sensibili agli errori di previsione (e alle informazioni) a breve termine degli operatori interessati all'andamento del tasso tra lira e sterlina.

V. Conclusione: le implicazioni di politica economica

In questo saggio abbiamo cercato di spiegare l'andamento del tasso di cambio a termine e l'andamento degli errori di previsione sul tasso di cambio a pronti con l'ausilio di un modello, che incorpora le caratteristiche principali dell'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti. I risultati empirici sembrano confermare l'ipotesi che la relazione fondamentale dell'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti - che pone in relazione il tasso di cambio a pronti con la moneta, il reddito ed il tasso di interesse dei due paesi in esame - ha validità empirica solo se espressa in termini di "notizie". Ciò è in linea con i risultati negativi di R.A. Meese e R. Rogoff (1983) e di R.T. Baillie e D.D. Selover (1987), secondo i quali la relazione in questione, espressa in termini di livelli delle variabili, non è confermata da buoni risultati empirici.¹³

L'approccio qui esaminato non considera esplicitamente l'opportunità, o meno, di una politica di stabilizzazione dei cambi. Esso ha, tuttavia, delle implicazioni di politica economica, implicazioni basate sul criterio dell'efficienza del mercato dei cambi. Il tasso di cambio è collegato all'andamento delle variabili fondamentali del modello, controllate più o meno direttamente dalle autorità. Queste ultime dovrebbero prestare più attenzione all'andamento del tasso di cambio a termine, come indicatore delle aspettative degli operatori dei mercati dei cambi. La variabilità dell'offerta di moneta, del reddito e del tasso di interesse reale (le variabili fondamentali) dovrebbe essere ridotta, al fine di ridurre la variabilità e l'imprevedibilità a breve

termine del tasso di cambio a pronti.¹⁴ Gli errori di previsione sui tassi hanno, infatti, elevati costi sociali, poiché rendono più difficili gli scambi reali e le operazioni finanziarie internazionali. Una politica di stabilizzazione del cambio è positiva - in questo contesto - nella misura in cui riduce la variabilità del cambio, gli errori di previsione e l'attenzione che gli operatori prestano alle "notizie"; essa è negativa nella misura in cui aumenta la variabilità e quindi l'imprevedibilità delle variabili fondamentali.

Appendice I. Soluzione del modello

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

A partire dalle relazioni 1) e 2) otteniamo:

$$A.1) s_t = E(s_{t+1}|Q_t) + \eta s_{t-1} - i_t^b + i_t^a.$$

Utilizzando l'equazione 3) otteniamo:

$$A.2) s_t = E(P_{t+1}^b|Q_t) - E(P_{t+1}^a|Q_t) + \eta s_{t-1} - i_t^b + i_t^a + \delta(s_t - P_t^b + P_t^a).$$

Utilizzando le relazioni di Fisher, e ponendo $V = (1 - \delta)$, otteniamo:

$$A.3) s_t = \frac{\eta}{V} s_{t-1} + P_t^b - P_t^a + \frac{1}{V} r_t^a - \frac{1}{V} r_t^b.$$

Con l'ausilio delle relazioni 7) e 7') otteniamo, ipotizzando che $|b^k/(1 + b^k)| < 1$:

$$A.4) P_t^k = \left[\frac{1}{1+b^k} \right] \left[\sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{b^k}{1+b^k} \right]^i E(m_{t+i}^k|Q_t) - a^k \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{b^k}{1+b^k} \right]^i E(y_{t+i}^k|Q_t) \right. \\ \left. + b^k \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{b^k}{1+b^k} \right]^i E(r_{t+i}^k|Q_t) \right] - c^k, \quad k = a, b.$$

Non teniamo conto, in questo saggio, della componente "bolla razionale" della soluzione. Secondo alcuni contributi recenti, (K. Singleton (1987), B.T. Diba e H.I. Grossman (1988)), la presenza di bolle, in modelli di questo genere, sarebbe difficile da giustificare teoricamente. Sostituendo nella relazione A.3) e ponendo $H^k = b^k/(1 + b^k)$, $k = a, b$, otteniamo:

$$A.5) s_t = \frac{\eta}{V} s_{t-1} - \frac{1}{V} (r_t^b - r_t^a) + (1 - H^b) \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (H^b)^i E(m_{t+i}^b|Q_t) \right. \\ \left. - a^b \sum_{i=0}^{\infty} (H^b)^i E(y_{t+i}^b|Q_t) + b^b \sum_{i=0}^{\infty} (H^b)^i E(r_{t+i}^b|Q_t) \right\} \\ - (1 - H^a) \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (H^a)^i E(m_{t+i}^a|Q_t) - a^a \sum_{i=0}^{\infty} (H^a)^i E(y_{t+i}^a|Q_t) \right. \\ \left. + b^a \sum_{i=0}^{\infty} (H^a)^i E(r_{t+i}^a|Q_t) \right\} - c^b + c^a.$$

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

$$A.6) E(s_t|Q_{t-1}) = \frac{\eta}{V} s_{t-1} - \frac{1}{V} [E(r_t^b|Q_{t-1}) - E(r_t^a|Q_{t-1})] \\ + (1 - H^b) \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (H^b)^i E(m_{t+i}^b|Q_{t-1}) - a^b \sum_{i=0}^{\infty} (H^b)^i E(y_{t+i}^b|Q_{t-1}) \right. \\ \left. + b^b \sum_{i=0}^{\infty} (H^b)^i E(r_{t+i}^b|Q_{t-1}) \right\} - (1 - H^a) \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (H^a)^i E(m_{t+i}^a|Q_{t-1}) \right. \\ \left. - a^a \sum_{i=0}^{\infty} (H^a)^i E(y_{t+i}^a|Q_{t-1}) + b^a \sum_{i=0}^{\infty} (H^a)^i E(r_{t+i}^a|Q_{t-1}) \right\} - c^b + c^a.$$

Le relazioni 6), 6'), 7), 7'), 8) e 8') possono essere riscritte come:

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

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

Per poter esprimere le relazioni A.5) e A.6) in termini di variabili osservabili con il metodo di Hansen e Sargent (L.P. Hansen e T.J. Sargent (1980)), dobbiamo tenere conto dell'ordine $n_{z,d}^k$ degli operatori polinomiali dei ritardi $U_{z,d}^k(L)$ delle relazioni 6), 6'), 7), 7'), 8) e 8'). Il valore di $n_{z,d}^k$ e' determinato empiricamente, caso per caso. In questa appendice riportiamo solo la soluzione ottenuta con $n_{z,d}^k = 1$ ($z = 1,2,3$) e $n_{z,d}^k = 2$ ($z = 1,2,3; d = 1,2$), soluzione adottata nella versione del modello stimata con dati mensili. (La soluzione della versione del modello ottenuta con $n_{z,d}^k = 2$ ($z, d = 1,2,3$), versione adottata nelle stime con dati trimestrali, e' riportata in un lavoro precedente (G. Cifarelli (1988))). Usando il metodo di Hansen e Sargent per quantificare gli impulsi attesi della relazione A.6), otteniamo cosi' la seguente relazione a forma ridotta, che descrive l'andamento del tasso di cambio atteso:

$$\begin{aligned} A.7) E(s_t | Q_{t-1}) = & \frac{\eta}{V} s_{t-1} + \frac{(1-H^b)}{\Delta^b} \left\{ \left[\sum_{j=1}^3 (H^b U_{j,1,2}^b - U_{j,1,1}^b W_j^b(H^b)) \right. \right. \\ & + \frac{\Delta^b V^{-1}}{(1-H^b)} U_{3,1,1}^b m_{t-1}^b + \left. \frac{\Delta^b V^{-1}}{(1-H^b)} U_{3,1,2}^b - \sum_{j=1}^3 U_{j,1,2}^b W_j^b(H^b) m_{t-2}^b \right. \\ & + \left. \left[\sum_{j=1}^3 (H^b U_{j,2,2}^b - U_{j,2,1}^b W_j^b(H^b)) + \frac{\Delta^b V^{-1}}{(1-H^b)} U_{3,2,1}^b y_{t-1}^b + \frac{\Delta^b V^{-1}}{(1-H^b)} \right. \right. \\ & U_{3,2,2}^b - \sum_{j=1}^3 U_{j,2,2}^b W_j^b(H^b) y_{t-2}^b + \left. \frac{\Delta^b V^{-1}}{(1-H^b)} U_{3,3,1}^b - \sum_{j=1}^3 U_{j,3,1}^b W_j^b(H^b) \right] \\ & r_{t-1}^b \left. \right\} - c^b - \frac{(1-H^2)}{\Delta^2} \left\{ \left[\sum_{j=1}^3 (H^2 U_{j,1,2}^2 - U_{j,1,1}^2 W_j^2(H^2)) + \frac{\Delta^2 V^{-1}}{(1-H^2)} \right. \right. \\ & U_{3,1,1}^2 m_{t-1}^2 + \left. \frac{\Delta^2 V^{-1}}{(1-H^2)} U_{3,1,2}^2 - \sum_{j=1}^3 U_{j,1,2}^2 W_j^2(H^2) m_{t-2}^2 + \left[\sum_{j=1}^3 (H^2 U_{j,2,2}^2 \right. \right. \\ & - U_{j,2,1}^2 W_j^2(H^2)) + \frac{\Delta^2 V^{-1}}{(1-H^2)} U_{3,2,1}^2 y_{t-1}^2 + \left. \frac{\Delta^2 V^{-1}}{(1-H^2)} U_{3,2,2}^2 \right. \\ & - \sum_{j=1}^3 U_{j,2,2}^2 W_j^2(H^2) y_{t-2}^2 + \left. \frac{\Delta^2 V^{-1}}{(1-H^2)} U_{3,3,1}^2 - \sum_{j=1}^3 U_{j,3,1}^2 W_j^2(H^2) \right] r_{t-1}^2 \left. \right\} \\ & + c^2, \end{aligned}$$

$W_j^k(H^k) = A_{1,j}^k(H^k) - a^k A_{2,j}^k(H^k) + b^k A_{3,j}^k(H^k)$, Δ^k e' il determinante di $U^k(H^k)$, ($k = a, b$), e $A_{z,j}^k(H^k)$, ($z, j = 1,2,3$), e' un elemento della matrice aggiunta di $U^k(H^k)$, $A^k(H^k)$, dove

$$U^k(H^k)^{-1} = \frac{A^k(H^k)}{\Delta^k}.$$

La relazione A.7) puo' essere riscritta in modo compatto come:

$$\begin{aligned} A.8) E(s_t | Q_{t-1}) = & \psi_0 + \psi_1 m_{t-1}^b + \psi_2 m_{t-2}^b + \psi_3 y_{t-1}^b + \psi_4 y_{t-2}^b + \psi_5 r_{t-1}^b \\ & + \psi_6 m_{t-1}^2 + \psi_7 m_{t-2}^2 + \psi_8 y_{t-1}^2 + \psi_9 y_{t-2}^2 + \psi_{10} r_{t-1}^2 + \psi_{11} s_{t-1}. \end{aligned}$$

Sottraendo l'equazione A.6) dall'equazione A.5), otteniamo una relazione che spiega, in termini del modello, l'impatto delle "notizie" sugli errori di previsione del tasso di cambio. Come già dimostrato in un precedente lavoro, (G. Cifarelli (1986)), e' possibile ottenere la seguente relazione a forma ridotta, utilizzando l'approccio di Hansen e Sargent per esprimere gli impulsi anticipati in termini dei fattori che li determinano:

$$A.9) s_t - E(s_t | Q_{t-1}) = \frac{(1-H^b)}{\Delta^b} \{W_1^b(H^b) o_t^b + W_2^b(H^b) v_t^b + (W_3^b(H^b) - \frac{\Delta^b V^{-1}}{(1-H^b)} w_t^b) - \frac{(1-H^a)}{\Delta^a} \{W_1^a(H^a) o_t^a + W_2^a(H^a) v_t^a + (W_3^a(H^a) - \frac{\Delta^a V^{-1}}{(1-H^a)} w_t^a)\}$$

La relazione A.9) puo' essere riscritta in modo compatto come la relazione 9) del testo. Se ipotizziamo che i coefficienti delle relazioni strutturali e delle relazioni che descrivono l'andamento degli impulsi abbiano lo stesso valore nei due paesi di volta in volta esaminati, la relazione A.7), che descrive l'andamento del tasso di cambio atteso, puo' essere riscritta in modo compatto come la relazione 12) del testo. La relazione A.9) puo' essere riscritta, in tal caso, come la relazione 11) del testo. (Per una illustrazione dei passaggi necessari, si veda G. Cifarelli (1988)).

Appendice II. Origine delle serie temporali utilizzate

Gran Bretagna

Offerta di moneta, indice della produzione industriale e

livello dei prezzi al consumo: O.E.C.D. "Main Economic Indicators" (dati sia mensili che trimestrali).

Tasso di interesse sui titoli a tre mesi del Tesoro britannico e tasso interbancario (utilizzato nelle stime mensili): O.E.C.D. "Financial Statistics".

Spesa pubblica: I.M.F. "International Financial Statistics" (dati trimestrali).

Germania

Tassi di cambio a pronti e a termine tra marco e sterlina: "Financial Times" (dati mensili) e H.M.S.O. "Financial Statistics" (dati trimestrali).

Offerta di moneta, indice della produzione industriale e livello dei prezzi al consumo: O.E.C.D. "Main Economic Indicators" (dati sia mensili che trimestrali).

Tasso di interesse interbancario a tre mesi e tasso su prestiti giornalieri (utilizzato nelle stime mensili): O.E.C.D. "Financial Statistics".

Spesa pubblica: I.M.F. "International Financial Statistics" (dati trimestrali).

Italia

Tassi di cambio a pronti e a termine tra lira e sterlina: "Financial Times" (dati mensili) e H.M.S.O. "Financial Statistics" (dati trimestrali).

Offerta di moneta, indice della produzione industriale e livello dei prezzi al consumo: O.E.C.D. "Main Economic Indicators" (dati sia mensili che trimestrali).

Tasso di interesse interbancario: O.E.C.D. "Financial Statistics" (dati sia mensili che trimestrali).

Spesa pubblica: I.M.F. "International Financial Statistics" (dati trimestrali).

Stati Uniti d'America

Tassi di cambio a pronti e a termine tra dollaro e sterlina: "Financial Times" (dati mensili) e H.M.S.O. "Financial Statistics" (dati trimestrali).

Offerta di moneta, indice della produzione industriale e livello dei prezzi al consumo: O.E.C.D. "Main Economic Indicators" (dati sia mensili che trimestrali).

Tasso di interesse su depositi in eurodollari a tre mesi sulla piazza di Londra e tasso di interesse sui Fondi Federali (utilizzato nelle stime mensili): O.E.C.D. "Financial Statistics".

Spesa pubblica: I.M.F. "International Financial Statistics" (dati trimestrali).

note

(1) Modelli di questo genere sono stati utilizzati per spiegare l'andamento del tasso di cambio a pronti (D.L. Hoffman e D.E. Schlagenhauf (1983)), le cause degli errori di previsione a termine (P.R. Hartley (1983) e S. Edwards (1983)), e la natura delle bolle speculative sui cambi (R.A. Meese (1986)).

(2) Cio' spiega perche', come risulta nella maggior parte delle analisi empiriche, la correlazione tra variazioni effettive del tasso di cambio a pronti ($s_t - s_{t-1}$) e variazioni predette, misurate dal premio o sconto a termine del periodo precedente ($f_{t-1} - s_{t-1}$), sia stata bassa. Questi risultati sono spesso interpretati - erroneamente - come prova della scarsa efficienza del mercato dei cambi (J.F.O. Bilson (1981), R.E. Cumby e M. Obstfeld (1984)). Come ha dimostrato J.A. Frenkel (1983), e' proprio l'efficienza dei mercati, la loro reazione a nuove informazioni non disponibili nel periodo $t-1$

che provoca le ampie fluttuazioni del cambio e gli errori di previsione.

(3) Il periodo preso in esame inizia con la crisi valutaria del gennaio - marzo 1973 (crisi dello S.M.E., crisi del dollaro), e termina alla vigilia del riallineamento delle valute, facenti parte dello S.M.E., del luglio 1985. E' da notare che il marco non ha mai abbandonato lo S.M.E., mentre la lira, dopo essere uscita dallo S.M.E. nel gennaio - febbraio 1973, vi rientra nel marzo 1979. Nel periodo di tempo in esame, sia il dollaro che la sterlina vengono lasciati fluttuare liberamente.

(4) In questo caso, come ha fatto notare A. Pagan (1984), teorema n. 2, il metodo a due stadi qui utilizzato consente di ottenere delle stime che hanno l'efficienza di stime ottenute con un metodo di massima verosimiglianza a informazione piena.

(5) Per una analisi di questo problema si veda T.J. Sargent (1973, 1976), L. Leiderman (1979) e G. Cifarelli (1985).

(6) $\hat{m}_t^d$, $\hat{y}_t^d$ e $\hat{r}_t^d$ sono i valori predetti di regressioni di m_t^d , y_t^d e r_t^d su di una costante, su $E(s_t | Q_{t-1})$, sui valori ritardati di m_t^d , y_t^d e r_t^d (con ritardi sino a quattro periodi), su di un trend temporale, e sul valore corrente e sui valori ritardati (con ritardi sino a due periodi) della differenza tra i logaritmi del livello dei prezzi nei due paesi di volta in volta considerati. Se una variabile di comodo viene inclusa tra i regressori di un impulso atteso $\hat{x}_t^{d0}$ ($x_t = m_t, y_t, e r_t$), la medesima variabile viene inclusa anche tra gli strumenti utilizzati per ottenere la corrispondente variabile $\hat{x}_t^d$, seguendo la metodologia suggerita da T.J. Sargent (1973, 1976).

(7) La ricostituzione dello S.M.E. sembra avere avuto effetti

sensibili solo sulla costante delle relazioni utilizzate per stimare gli impulsi che influenzano il tasso di cambio tra marco e sterlina (le variabili di comodo D_1 hanno coefficienti significativamente diversi da zero). Ciò è probabilmente dovuto al fatto che solo il marco era vincolato da margini di oscillazione ristretti rispetto a parità prestabilite con le altre valute dello S.M.E.. I margini di oscillazione consentiti alla lira erano ben più ampi e quindi meno limitativi.

(8) S.E. Haynes e J.A. Stone (1982) hanno criticato l'adozione a priori della formulazione in termini di differenze tra le variabili corrispondenti nei due paesi di volta in volta esaminati. Al fine di giustificare questa scelta, abbiamo confrontato le stime dell'equazione 9) con le stime dell'equazione vincolata 17), stime ottenute con la medesima metodologia. Sostituendo gli impulsi attesi con i rispettivi determinanti, la relazione 9) può essere riscritta - ipotizzando che $E(s_t|Q_{t-1}) = f_{t-1}$ - come :

$$9) s_t - f_{t-1} = B_0 + B_1^b \hat{m}_t^b + B_2^b \hat{y}_t^b + B_3^b \hat{r}_t^b + B_1^d \hat{m}_t^d + B_2^d \hat{y}_t^d + B_3^d \hat{r}_t^d - B_4^b \hat{m}_{t-1}^b$$

$$- B_5^b \hat{m}_{t-2}^b - B_6^b \hat{y}_{t-1}^b - B_7^b \hat{y}_{t-2}^b - B_8^b \hat{r}_{t-1}^b - B_4^d \hat{m}_{t-1}^d - B_5^d \hat{m}_{t-2}^d - B_6^d \hat{y}_{t-1}^d$$

$$- B_7^d \hat{y}_{t-2}^d - B_8^d \hat{r}_{t-1}^d - B_9 f_{t-1} + e_{9,t}$$

L'equazione 17) può essere riscritta come:

$$17) s_t - f_{t-1} = \bar{B}_1 \hat{m}_t^d + \bar{B}_2 \hat{y}_t^d + \bar{B}_3 \hat{r}_t^d - \bar{B}_4 \hat{m}_{t-1}^d - \bar{B}_5 \hat{m}_{t-2}^d - \bar{B}_6 \hat{y}_{t-1}^d - \bar{B}_7 \hat{y}_{t-2}^d$$

$$- \bar{B}_8 \hat{r}_{t-1}^d + e_{17,t}$$

La formulazione 17) è quindi legittima solo se i seguenti dieci vincoli non sono rigettati dalle stime: $B_0=0$; $B_9=0$; $B_1^b+B_1^d=0$; $B_2^b+B_2^d=0$; $B_3^b+B_3^d=0$; $B_4^b+B_4^d=0$; $B_5^b+B_5^d=0$; $B_6^b+B_6^d=0$; $B_7^b+B_7^d=0$; $B_8^b+B_8^d=0$.

(Una analisi analoga può essere effettuata ipotizzando che $E(s_t|Q_{t-1}) = \hat{s}_t^2$).

Poiché le equazioni in esame sono stimate con il metodo delle variabili strumentali, la validità dei vincoli rilevanti viene accertata con l'ausilio di una versione modificata del test di F, versione riportata in T.B. Fomby, R. Carter Hill e S.R. Johnson (1984), p. 263. Utilizzando dati mensili, otteniamo i seguenti risultati per il periodo 1973.3 - 1985.6:

INDICI DI F	Lit/L	S/L	DM/L
(1) $E(s_t Q_{t-1}) = f_{t-1}$	0.9695	1.2261	1.2732
(2) $E(s_t Q_{t-1}) = \hat{s}_t^2$	0.3463	0.1855	0.5702
GRADI DI LIBERTA'	(10,130)	(10,130)	(11,129)

Al grado di significatività del 5% i vincoli in esame non sono rigettati, poiché i valori stimati degli indici di F sono sempre inferiori ai corrispondenti valori critici $F_{10,130} = 1.90$ e $F_{11,129} = 1.86$.

(9) Nel caso del tasso di cambio tra dollaro e sterlina abbiamo dovuto aggiungere il valore del tasso di cambio a pronti ritardato di due periodi ai regressori della relazione 18), al fine di ottenere stime che non fossero viziate da una

elevata autocorrelazione dei residui.

(10) Come risulta dalle seguenti tabelle, s_t , f_{t-1} e $\hat{s}_t^o$ sono I(1), mentre $(s_t - f_{t-1})$, $(s_t - \hat{s}_t^o)$, nonché i residui delle relazioni di efficienza $s_t = c + gE(s_t|Q_{t-1}) + e_t$ - qui utilizzate come regressioni di cointegrazione - sono I(0). Si noti l'accuratezza con cui la serie temporale $\hat{s}_t^o$ riproduce le caratteristiche della serie f_{t-1} . (Seguendo C.W.J. Granger (1986) e' possibile dimostrare che le serie temporali s_t e $\hat{s}_t^o$ sono qui cointegrate poiche' s_{t-1} e' incluso nell'insieme delle informazioni Q_{t-1}).

DATI MENSILI

	s_t	f_{t-1}	$\hat{s}_t^o$	$(s_t - f_{t-1})$	$(s_t - \hat{s}_t^o)$	$e_t(1)$	$e_t(2)$
	τ_μ		D.F. CRDW D.F. CRDW				
Lit\A	-0.62	-0.08	-1.81	-7.80	-3.02	-7.76	1.83 -3.02 1.89
SA\A	-0.23	0.30	0.39	-6.87	-7.16	-6.89	1.73 -7.16 1.86
DM\A	-2.62	-2.40	-2.46	-8.28	-8.42	-8.47	1.78 -8.45 1.85

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

Il campione contiene 146 osservazioni. τ_μ e' misurato dall'indice t del coefficiente λ della seguente regressione, effettuata con minimi quadrati ordinari: $\Delta x_t = c + \lambda x_{t-1} + \gamma \Delta x_{t-1} + u_t$. D.F. e' misurato dall'indice t del coefficiente λ' della seguente regressione, effettuata con minimi quadrati: $\Delta x_t = \lambda' x_{t-1} + \gamma' \Delta x_{t-1} + u_t$. (CRDW e' misurato dalla D.W. dei residui e_t). Se i valori stimati di questi indici sono superiori in valore assoluto ai rispettivi valori critici, l'ipotesi che la serie temporale in esame x_t ha una radice

unitaria e' rigettata. Con 100 osservazioni, al grado di significativita' del 5%, il valore critico di τ_μ e' -2.89 (W.A. Fuller (1976), p. 373). Con 100 osservazioni e al medesimo grado di significativita', i valori critici degli indici D.F. e CRDW sono, rispettivamente, -3.37 e 0.39 (R.F. Engle e B.S. Yoo (1987), pp. 157-158).

DATI TRIMESTRALI

	s_t	f_{t-1}	$\hat{s}_t^o$	$(s_t - f_{t-1})$	$(s_t - \hat{s}_t^o)$	$e_t(1)$	$e_t(2)$
	τ_μ		D.F. CRDW D.F. CRDW				
Lit\A	-0.85	-0.70	-0.68	-5.94	-5.97	-5.76	2.05 -6.00 2.04
SA\A	-1.20	-0.79	-0.83	-4.78	-5.16	-4.76	1.30 -5.21 1.79
DM\A	-2.09	-2.46	-2.35	-5.23	-5.66	-5.12	1.98 -5.72 2.17

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

Il campione e' composto da 48 osservazioni. Al grado di significativita' del 5% e con 50 osservazioni, i valori critici di τ_μ , D.F. e CRDW sono, rispettivamente, -2.93, -3.67 e 0.78.

(11) $\hat{m}_t^d$, $\hat{y}_t^d$ e $\hat{r}_t^d$ sono i valori predetti di regressioni di m_t^d , y_t^d e r_t^d su di una costante, su $E(s_t|Q_{t-1})$, sui valori ritardati di m_t^d , y_t^d e r_t^d (con ritardi sino a tre periodi), su di un trend temporale, e sui valori correnti e sui valori ritardati (con ritardi sino a tre periodi) della differenza tra i logaritmi della spesa pubblica e del livello dei prezzi nei due paesi di volta in volta esaminati.

(12) L'uso di differenze, tra le variabili corrispondenti nei due paesi di volta in volta esaminati, viene giustificato con l'ausilio dell'approccio illustrato nella nota (8). Utilizzando

dati trimestrali, otteniamo i seguenti risultati per il periodo 1973.I-1985.II :

INDICI DI F	Lit/L	S/L	DM/L
(1) $E(S_t Q_{t-1}) = f_{t-1}$	1.8411	1.2100	0.9813
GRADI DI LIBERTA'	(11,30)	(11,30)	(12,29)
(2) $E(S_t Q_{t-1}) = \hat{s}_t^0$	0.1891	0.1236	0.2209
GRADI DI LIBERTA'	(11,30)	(12,29)	(12,29)

Al grado di significativita' del 5%, i vincoli in esame non possono essere rigettati, poiche' i valori stimati degli indici di F sono sempre inferiori ai corrispondenti valori critici, $F_{11,30} = 2.12$ e $F_{12,29} = 2.10$.

(13) Le stime di questa relazione sono viziate da una forte autocorrelazione dei residui. Nel tentativo di ridurla, W.T. Woo (1985) e V.S. Somanath (1986) includono il tasso di cambio a pronti ritardato tra le variabili predeterminate. D.L. Hoffman e D.E. Schlagenhauf (1983) e M.G. Finn (1986) riformulano la relazione in esame in termini di differenze prime dei logaritmi delle variabili. I loro risultati sono quindi in linea con l'approccio delle "notizie", se si ipotizza che i valori ritardati delle variabili servono a quantificare (in maniera approssimata) i valori attesi delle medesime.

(14) I tassi di cambio sono influenzati, secondo l'approccio qui esaminato, non solo dalle misure correnti di politica economica, ma anche dalle aspettative sulla politica futura. Poiche' le aspettative sulle misure future di politica economica sono influenzate dalle misure correnti,

l'instabilita' di queste ultime avra' un effetto gonfiato e destabilizzante sui tassi.

Bibliografia

- Baillie R.T., Selover D.D. (1987), "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination", in *International Journal of Forecasting*, 3, pp. 43-52.
- Bilson J.F.D. (1981), "The Speculative Efficiency Hypothesis", in *Journal of Business*, 54, pp. 435-451.
- Cifarelli G. (1985), "Inflation and Output in Italy. An Empirical Investigation Using a Classical Macroeconometric Model", University of Cambridge, Ph.D. Dissertation.
- Cifarelli G. (1986), "Exchange Rates, Market Efficiency and "News". Model Specification and Econometric Identification", in *Quaderni dell'Istituto di Economia*, n.55, Siena, Universita' degli Studi.
- Cifarelli G. (1988), "La razionalita' del tasso di cambio a termine e le "notizie": una analisi empirica", in *Quaderni del Dipartimento di Economia*, n.80, Siena, Universita' degli Studi.
- Cumby R.E., Obstfeld M. (1984), "International Interest Rate and Price Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence", in J.F.D. Bilson e R.C. Marston (ed.), *Exchange Rate Theory and Practice*, Chicago, University of Chicago Press.
- Diba B.T., Grossman H.I. (1988), "Rational Inflationary Bubbles", in *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 35-46.
- Edwards S. (1983), "Floating Exchange Rates, Expectations and New Information", in *Journal of Monetary Economics*, 11, pp. 321-336.

Engle R.F., Yoo B.S. (1987), "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", in *Journal of Econometrics*, 35, pp. 143-159.

Finn M.G. (1986), "Forecasting the Exchange Rate: A Monetary or Random Walk Phenomenon?", in *Journal of International Money and Finance*, 5, pp. 181-193.

Fomby T.B., Carter Hill R. e Johnson S.R. (1984), *Advanced Econometric Methods*, New York, Springer-Verlag.

Frenkel J.A. (1983), "Turbulence in the Foreign Exchange Markets and Macroeconomic Policies", in D. Bigman e T. Taya (ed.), *Exchange Rate and Trade Instability*, Cambridge, (Mass.), Ballinger.

Fuller W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.

Granger C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 213-228.

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", in *American Economic Review*, 71, pp. 1060-1067.

Hoffman D.L., Schlagenhauf D.E. (1983), "Rational Expectations and Monetary Models of Exchange Rate Determination. An Empirical Examination", in *Journal of Monetary Economics*, 11, pp. 247-260.

Leiderman L. (1979), "Expectations and Output-Inflation Tradeoffs in a Fixed Exchange Rate Economy", in *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1285-1305.

Meese R.A. (1986), "Testing for Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparkling Rates?", in *Journal of Political Economy*, 94, pp. 345-373.

Meese R.A., Rogoff R. (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", in *Journal of International Economics*, 14, pp. 3-24.

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

Sargent T.J. (1973), "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment", in *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 429-480.

Sargent T.J. (1976), "A Classical Macroeconomic Model for the United States", in *Journal of Political Economy*, 84, pp. 207-237.

Singleton K. (1987), "Speculation and the Volatility of Foreign Currency Exchange Rates", in K. Brunner e A.H. Meltzer (ed.), *Bubbles and Other Essays*, Amsterdam, North Holland.

Somanath V.S. (1986), "Efficient Exchange Rate Forecasts: Lagged Models Better than the Random Walk", in *Journal of International Money and Finance*, 5, pp. 195-220.

Woo W.T. (1985), "The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations", in *Journal of International Economics*, 18, pp. 1-16.

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-semantica 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 economica 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
- n.80 (novembre 1988) GIULIO CIFARELLI, La razionalità del tasso di cambio a termine e le "notizie": una analisi empirica
- n.81 (dicembre 1988) MAURO CAMINATI, Cyclical growth in a long-period perspective
- n.82 (gennaio 1989) LUIGI LUINI, Crescita esterna dell'impresa e teorie economiche
- n.83 (marzo 1989) LUIGI M. TOMASINI, A Scheme to Allocate Wastewater Rights
- n.84 (aprile 1989) STEFANO VANNUCCI, On Consistency Properties of some Strongly Implementable Social Choice Rules with Endogenous Agenda Formation
- n.85 (maggio 1989) AGOSTINO D'ERCOLE, Economia e Moneta in Schumpeter
- n.86 (maggio 1989) CHARLES GOODHART, What do Central Banks Do?
- n.87 (giugno 1989) PAOLO DEL GIOVANE, Foreign Firms' Behavior in the United States Market during the Dollar Cycle
- n.88 (giugno 1989) GÉRARD DUMÉNIL and DOMINIQUE LÉVY, The classical legacy and beyond
- n.89 (luglio 1989) RICCARDO FIORITO, Inventory accounting and profit evaluation
- n.90 (settembre 1989) NICOLA DIMITRI, On the robustness of the rational expectations hypothesis
- n.91 (settembre 1989) PIERMARIO PACINI, Expectations, learning and equilibrium in a non-walrasian model: a constructive approach
- n.92 (ottobre 1989) AGOSTINO D'ERCOLE, Sulla teoria monetaria del tasso di interesse di Schumpeter
- n.93 (ottobre 1989) UGO PAGANO, Firms, co-ordination and disequilibrium
- n.94 (novembre 1989) UGO PAGANO, Determinazione endogena dei diritti di proprietà in una economia di mercato
- n.95 (dicembre 1989) UGO PAGANO, Property rights, asset specificity, and the division of labour under alternative capitalist relations
- n.96 (dicembre 1989) MICHIO MORISHIMA, Wage differentials in Japan: 1958-1985
- n.97 (gennaio 1990) PIERPAOLO PIERANI - PIER LUIGI RIZZI, An econometric analysis of the olive oil market in Italy
- n.98 (febbraio 1990) ENRICO GIOVANNINI, Squilibri settoriali e dinamica macroeconomica di breve periodo: il caso dell'industria italiana

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.