

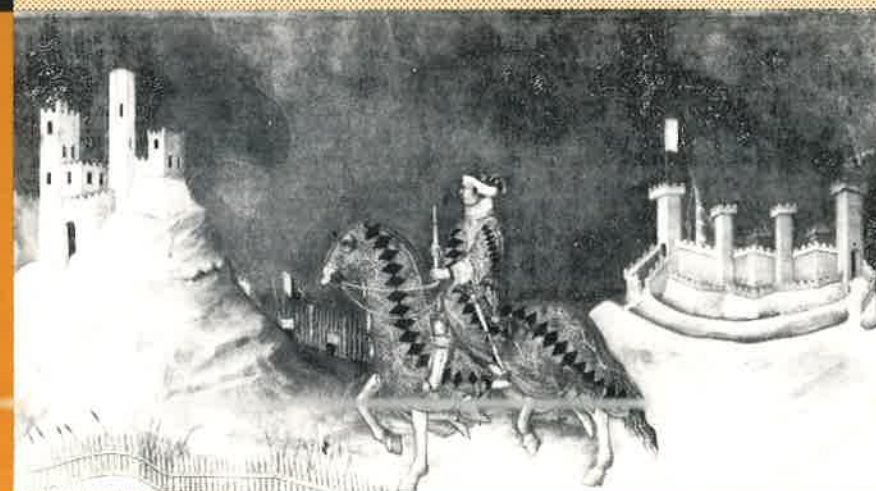
UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI SIENA



QUADERNI DEL DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA POLITICA

Giulio Cifarelli

LE FLUTTUAZIONI DEL DOLLARO
NEGLI ANNI OTTANTA.
UNA ANALISI ECONOMETRICA



**QUADERNI DEL DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA POLITICA**

COMITATO SCIENTIFICO

MARCELLO DE CECCO
MASSIMO DI MATTEO
RICHARD GOODWIN
MICHIO MORISHIMA
MARIO NUTI
LIONELLO F. 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

**LE FLUTTUAZIONI DEL DOLLARO NEGLI ANNI OTTANTA.
UNA ANALISI ECONOMETRICA**



Siena, settembre 1991

I. Introduzione

L'andamento del dollaro negli anni ottanta pone dei seri problemi di interpretazione. Alcuni autori (M. Fratianni, H.D. Hur e H. Kang (1987) ed altri) ritengono che lo schema delle "notizie" si adatti bene alle sue caratteristiche statistiche di sentiero casuale. In studi successivi (G. Cifarelli (1991) ed altri) e' stato tuttavia fatto notare che l'analisi di cointegrazione consente di interpretare l'andamento di breve termine di questa valuta con l'ausilio di modelli dinamici "a correzione di errore", modelli basati sulla reazione a errori sistematici ritardati. In questo saggio realizziamo una possibile sintesi di questi due approcci, sintesi ottenuta con l'ausilio di una metodologia suggerita da G. Chow (1983) per la stima di modelli con aspettative razionali di variabili endogene future. Dimostriamo così che - almeno sino all'inizio del 1985 - l'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti mantiene una certa validità come schema interpretativo degli errori di previsione del mercato dei cambi. Nei due anni successivi, antecedenti la crisi borsistica dell'ottobre 1987, ciò non è più il caso. Le politiche di stabilizzazione del dollaro intraprese in quegli anni sembrano avere disorientato il mercato.

L'autore ringrazia A. Calamanti, F. Casprini e P. Rizzi per i loro utili suggerimenti.

II. Analisi del tasso di cambio e modello monetario

Consideriamo il seguente modello, che contiene le principali caratteristiche dell'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti.

$$1) s_t = P_t^b - P_t^a + d_t$$

$$2) P_t^k = m_t^k - a^k y_t^k + b^k i_t^k + G^k, \quad k = a, b.$$

$$3) i_t^b - i_t^a = f_t - s_t$$

$$4) E(s_{t+1} | I_t) = f_t$$

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

$$6) m_t^k = e_0^k + e_1^k m_{t-1}^k + e_2^k \Delta m_{t-1}^k + e_3^k \Delta y_{t-1}^k + e_4^k \Delta r_{t-1}^k + v_t^k$$

$$7) y_t^k = d_0^k + d_1^k y_{t-1}^k + d_2^k \Delta m_{t-1}^k + d_3^k \Delta y_{t-1}^k + d_4^k \Delta r_{t-1}^k + w_t^k$$

$$8) r_t^k = h_0^k + h_1^k r_{t-1}^k + h_2^k \Delta m_{t-1}^k + h_3^k \Delta y_{t-1}^k + h_4^k \Delta r_{t-1}^k + l_t^k$$

La relazione 1) definisce d_t come una deviazione temporanea dei prezzi dalla parità del potere di acquisto. L'equazione 2) descrive la funzione di domanda di moneta nei due paesi in esame. La relazione 3) definisce la condizione di arbitraggio sui tassi di interesse. L'equazione 4) introduce l'ipotesi semplificatrice di neutralità rispetto al rischio degli agenti economici, l'eguaglianza tra tasso di cambio atteso e tasso di cambio a termine. L'equazione 5) rappresenta la relazione di

Fisher tra tasso di interesse nominale, tasso di interesse reale e tasso di inflazione atteso. Le relazioni 6), 7) e 8) descrivono l'andamento dell'offerta di moneta, del reddito reale e del tasso di interesse reale nei due paesi in questione.

Come abbiamo dimostrato in precedenti lavori (G. Cifarelli (1986, 1990)), questo modello può essere risolto e riformulato in termini di "notizie", al fine di spiegare l'andamento degli errori di previsione a termine.¹ E' così possibile stimare la seguente relazione

$$9) s_t - E(s_t | I_{t-1}) = \alpha_1 [m_t^a - E(m_t^a | I_{t-1})] + \alpha_2 [y_t^a - E(y_t^a | I_{t-1})]$$

$$+ \alpha_3 [r_t^a - E(r_t^a | I_{t-1})] + e_{9t},$$

dove

s_t = logaritmo del tasso di cambio a pronti;

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

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

$y_t^a = y_t^b - y_t^a$ = differenza tra i logaritmi della produzione industriale nei due paesi in esame;

$r_t^a = r_t^b - r_t^a$ = differenza tra i tassi di interesse reali nei due paesi in esame.

E' tuttavia possibile - in via alternativa - utilizzare l'approccio di Chow (G. Chow (1983)) per risolvere e stimare modelli di questo genere, qualora le caratteristiche di sentiero casuale del tasso di cambio in esame siano messe in questione. Come abbiamo illustrato in appendice, l'impiego di questo approccio porta a stimare la seguente relazione:

$$10) \Delta s_t = \frac{1}{b} \{ s_{t-1} - [m_{t-1}^d - a y_{t-1}^d - r_{t-1}^d + G^d] \}$$

$$+ \psi_1 [m_t^d - E(m_t^d | I_{t-1})] + \psi_2 [y_t^d - E(y_t^d | I_{t-1})] + \psi_3 [r_t^d - E(r_t^d | I_{t-1})]$$

$$+ e_{10t} + (R_1 - \frac{1+b}{b}) e_{10t-1}.$$

E' da notare che il primo termine di destra e' il residuo dell'equazione 11), equazione che - come vedremo nell'analisi empirica - puo' essere interpretata come relazione di cointegrazione tra tasso di cambio, moneta, reddito e tasso di interesse reale nei due paesi in esame,

$$11) s_t = m_t^d - a y_t^d - r_t^d + G^d + e_{11t}.$$

In questo caso la relazione 10) combina aspetti tipici di un modello "a correzione di errore" con l'approccio delle "notizie". La relazione 10) differisce dalla relazione 9) per la presenza di un residuo ritardato, la cui rilevanza puo' facilmente essere verificata. Esso puo' essere interpretato come il risultato di un processo di apprendimento progressivo del mercato sulla modifica dell'andamento delle variabili fondamentali, modifica dovuta alla politica economica seguita in quegli anni dall'Amministrazione Reagan.² Questo processo si sovrappone alla normale reazione del cambio alle "notizie". L'assorbimento di grandi innovazioni, che non possono essere valutate con l'ausilio dell'esperienza passata, e' piu' lento e puo' essere spiegato piu' agevolmente se si abbandonano temporaneamente le aspettative razionali e si adotta una ipotesi alternativa di formazione delle aspettative.³ La presunta "bolla speculativa" del 1983-1985 e', secondo questa

interpretazione, semplicemente il risultato delle difficolta' che incontra il mercato nel valutare l'atteggiamento delle autorita' federali. Il subitaneo deprezzamento del dollaro del febbraio 1985 puo', infatti, essere attribuito ad una brusca modifica di quello che il mercato riteneva dovesse essere il livello del tasso di cambio di equilibrio, (modifica provocata probabilmente dalla percezione di un mutato atteggiamento delle autorita' federali nei riguardi del crescente deficit delle partite correnti).

III. Analisi empirica

I dati utilizzati hanno scadenza mensile e riguardano i fattori che spiegano l'andamento del tasso di cambio tra dollaro statunitense e sterlina britannica. Il periodo preso in esame va dal marzo 1979 all'aprile 1985 e coincide essenzialmente con il grande apprezzamento del dollaro, apprezzamento che prende fine nel febbraio 1985. Le stime di alcune relazioni rilevanti sono ripetute per il periodo marzo 1979 - ottobre 1987, al fine di valutare le conseguenze delle politiche di stabilizzazione del dollaro nel contesto di questo modello.

L'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti suggerisce l'analisi della seguente relazione, come possibile funzione di cointegrazione,

$$12) s_t = \beta_0 + \beta_1 m_t^d + \beta_2 y_t^d + \beta_3 r_t^d + e_{12t}.$$

Il residuo di cointegrazione verra' successivamente utilizzato come termine di correzione di errore.

TABELLA 1

1979:3-1985:4

$$12) s_t = \beta_0 + \beta_1 m_t^d + \beta_2 y_t^d + \beta_3 r_t^d + \varepsilon_{12t}$$

	β_0	β_1	β_2	β_3^*	$\bar{R}^2$	CRDW	DF	$\hat{Z}_\alpha$	$\hat{Z}_t$
1979:3-1985:4	12.39	2.72	-0.10	-0.18	0.93	0.88	-4.65	-32.33	-4.57
1979:3-1987:10	3.85	0.70	-1.05	0.07	0.45	0.07	-0.52	-1.61	-0.58

*NON RIPORTIAMO GLI INDICI t POICHE' ESSI SONO DISTORTI.

**L'ORDINE DI CORRELAZIONE E' 3 NELLO STIMATORE DELLA VARIANZA DEI RESIDUI.

VALORI CRITICI AL GRADO DI SIGNIFICATIVITA' DEL 5%: $\hat{Z}_\alpha = -32.06$, $\hat{Z}_t = -4.11$, CRDW = 0.39, DF=-4.22⁵

Come risulta dalle stime della tabella 1, l'ipotesi di cointegrazione deve essere rigettata se l'intervallo temporale viene esteso sino all'ottobre 1987. Per l'intervallo temporale marzo 1979 - aprile 1985 non si puo', invece, rigettare l'ipotesi in esame, poiche' i residui $\hat{\varepsilon}_{12t}$ sono stazionari.⁶ E' da notare che i coefficienti della relazione di cointegrazione hanno i segni suggeriti dalla teoria.

L'applicazione del test multivariato di Johansen (S. Johansen (1988)) consente inoltre di asserire che questa relazione e' unica. Questo test serve infatti a determinare il numero massimo r di vettori di cointegrazione linearmente indipendenti (il numero massimo (4 - r) di radici unitarie comuni) nell'autoregressione vettoriale (di quarto ordine nelle stime qui riportate) tra le serie temporali s_t , m_t^d , y_t^d e r_t^d . I risultati riportati nella tabella 2 suggeriscono che, al grado di significativita' dell'uno per cento, non si puo' rigettare

l'ipotesi che vi siano tre trend stocastici nel sistema di quattro variabili in esame o, alternativamente, che vi sia un singolo vettore di cointegrazione tra le variabili in esame. (L'ipotesi che vi siano 0 vettori di cointegrazione e' rigettata).

TABELLA 2

1979:3-1985:4

TEST MULTIVARIATO DI JOHANSEN

	VALORI STIMATI	VALORI CRITICI*	
r	$-2\ln Q_r^7$	95%	99%
0	64.078**	38.6	44.6
1	0.010	23.8	28.5
2	0.000	12.0	15.5
3	-0.011	4.2	5.2

*I QUANTILI SONO STATI TABULATI DA S. JOHANSEN (1988) E DA R.T. BAILLIE E T. BOLLERSLEV (1989).

**SIGNIFICATIVO AL GRADO DI SIGNIFICATIVITA' DELL'1%.

Secondo il "teorema della rappresentazione di Granger" (C.W.J. Granger (1983)) esiste un modello dinamico del tipo "a correzione di errore", che descrive l'andamento di breve termine del tasso di cambio attorno al suo valore di equilibrio, dato dalla relazione di cointegrazione. La specificazione parsimoniosa di questo processo e' riportata nella tabella 3. Questa specificazione e' stata ottenuta con il ben noto procedimento di semplificazione (alla Hendry) a partire da una regressione della variazione del tasso di cambio a pronti sui valori correnti e sui valori ritardati (con ritardi sino a quattro periodi) della variazione delle variabili fondamentali e sul residuo della relazione di cointegrazione ritardato di un

periodo.

TABELLA 3

1979:4-1985:4^a

$$\Delta s_t = a_2 \Delta m_{t-2}^d + b_2 \Delta y_{t-2}^d + c_2 \Delta r_{t-2}^d + d \hat{e}_{12t-1} + u_t$$

a_2	b_2	c_2	d	$\bar{R}^2$	E.S.	D.W.	AR(1)	LM(6)
0.49	-0.67	0.05	-0.23	0.236	0.0329	1.97	1.961	6.636
(1.72)	(-2.56)	(2.01)	(-2.80)					

^aNON RIPORTIAMO LE STIME PER IL PERIODO 1979:4 - 1987:10, POICHE' IN ESSO NON VI E' COINTEGRAZIONE TRA LE VARIABILI RILEVANTI.

AR(N) : TEST PER ACCERTARE LA PRESENZA DI ETEROSCHEDASTICITA' CONDIZIONATA DI ORDINE N; LM(N) : TEST (A MOLTIPLICATORE DI LAGRANGE) PER ACCERTARE LA PRESENZA DI AUTOCORRELAZIONE DEI RESIDUI DI ORDINE N.⁸

GLI INDICI t SONO CALCOLATI CON ERRORI STANDARD CONSISTENTI IN PRESENZA DI ETEROSCHEDASTICITA'.

Le stime di questa equazione sono in linea con l'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti e sembrano convalidare la rilevanza dell'analisi di cointegrazione nel periodo di tempo in esame. Il coefficiente di determinazione multipla, tuttavia, e' relativamente basso. Cio' e' dovuto, in parte, al fatto che in questa relazione non si fa distinzione tra impulsi attesi e "notizie".

L'analisi delle relazioni 9) e 10) consente di accertare proprio la validita' delle ipotesi menzionate in precedenza sulle reazioni degli agenti economici alle "notizie". I valori attesi degli impulsi sono stati ottenuti come valori predetti, a partire dalle relazioni 6), 7) e 8), relazioni stimate con i minimi quadrati ordinari. Otteniamo cosi':

$$E(m_t^d | I_{t-1}) = \hat{m}_t^{d0} = m_t^d - \hat{v}_t^d$$

$$E(y_t^d | I_{t-1}) = \hat{y}_t^{d0} = y_t^d - \hat{w}_t^d$$

$$E(r_t^d | I_{t-1}) = \hat{r}_t^{d0} = r_t^d - \hat{l}_t^{d0}$$

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 $[m_t^d - \hat{m}_t^{d0}]$, $[y_t^d - \hat{y}_t^{d0}]$ e $[r_t^d - \hat{r}_t^{d0}]$ saranno correlati con l'errore stocastico nelle relazioni 9) e 10), rendendo cosi' inconsistenti le stime ottenute con i minimi quadrati ordinari. Questo problema e' 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 di una costante, sui valori ritardati di m_t^d , y_t^d e r_t^d (con ritardi sino a quattro mesi), su $\hat{e}_{12t-1}$ e sul valore corrente e sui valori ritardati (con ritardi sino a due mesi) della differenza dei logaritmi del livello dei prezzi nei due paesi in esame. Abbiamo cosi' stimato la seguente relazione con i minimi quadrati ordinari:

$$13) \Delta s_t = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{e}_{12t-1} + \gamma_2 [\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}] + \gamma_3 [\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}] + \gamma_4 [\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0}] + (e_{13t} + \gamma_2 \hat{z}_{1t} + \gamma_3 \hat{z}_{2t} + \gamma_4 \hat{z}_{3t}) + \gamma_5 e_{13t-1},$$

$$\text{dove } \hat{e}_{12t-1} = s_{t-1} - [\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 m_{t-1}^d + \hat{\beta}_2 y_{t-1}^d + \hat{\beta}_3 r_{t-1}^d],$$

$$\hat{z}_{1t} = m_t^d - \hat{m}_t^d, \hat{z}_{2t} = y_t^d - \hat{y}_t^d \text{ e } \hat{z}_{3t} = r_t^d - \hat{r}_t^d.$$

(Notiamo che tutte le variabili esplicative sono stazionarie).

Se si ipotizza che $E(s_t | I_{t-1})$ possa essere rappresentato empiricamente da s_{t-1} , il tasso di cambio a pronti ritardato, la relazione 9) risulta essere "annidata" nella

relazione 10).¹⁰ La prima e' infatti un caso particolare della seconda, valido se, nelle stime della relazione 13) di cui sopra, i residui sono serialmente non correlati ed i coefficienti γ_0 e γ_1 sono nulli.

TABELLA 4

$$13) \Delta s_t = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{e}_{12t-1} + \gamma_2 [\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}] + \gamma_3 [\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}] + \gamma_4 [\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0}] + (e_{13t} + \gamma_2 \hat{z}_{1t} + \gamma_3 \hat{z}_{2t} + \gamma_4 \hat{z}_{3t}) + \gamma_5 e_{13t-1}$$

	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5^*	$\bar{R}^2$	E.S.	D.W.	AR(1)	LM(6)
1979:4-1986:4											
1)	-0.01	-0.23	1.40	1.00	-0.11	-0.01	0.240	0.0323	2.01	0.895	3.239
	(-2.22) (-2.65) (2.96) (1.77)(-1.44)(-0.82)										
2)	-0.01	-0.25	1.38	0.95	-0.12	-	0.244	0.0322	2.15	1.057	4.542
	(-2.07) (-2.71) (3.00) (1.77)(-1.76)										
1979:4-1987:10											
3)	-0.002	-0.01	0.83	0.89	-0.14	-0.10	0.033	0.0364	1.94	0.006	5.243
	(-0.63) (-0.23) (1.62) (1.21)(-1.76)(-1.06)										
4)	-	-	0.81	0.56	-0.14	-	0.046	0.0361	2.17	0.173	6.663
	(1.60) (1.02)(-1.77)										

$$13') \Delta s_t = \gamma_0' + \gamma_{11}' s_{t-1} + \gamma_{12}' m_{t-1}^d + \gamma_{13}' y_{t-1}^d + \gamma_{14}' r_{t-1}^d + \gamma_2' [\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}] + \gamma_3' [\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}] + \gamma_4' [\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0}] + (e_{13't} + \gamma_2' \hat{z}_{1t} + \gamma_3' \hat{z}_{2t} + \gamma_4' \hat{z}_{3t}) + \gamma_5' e_{13't-1}$$

	γ_0'	γ_{11}'	γ_{12}'	γ_{13}'	γ_{14}'	γ_2'	γ_3'	γ_4'	γ_5'	$\bar{R}^2$	E.S.	D.W.	AR(1)	LM(6)
5)	3.07	-0.22	0.68	0.08	-0.04	1.00	0.46	-0.12	-0.19	0.28	0.0315	2.07	1.267	9.676
	(3.40)(-2.98) (3.43)(0.81)(-2.55) (2.01)(0.82)(-1.36)(-1.68)													

*GLI INDICI DI T SONO CALCOLATI CON ERRORI STANDARD CONSISTENTI IN PRESENZA DI ETROSCHEDASTICITA'.

I risultati empirici per l'intervallo temporale aprile 1979 - aprile 1985 sono buoni e suggeriscono che la relazione 10) "domina" (nel senso di Hendry) la relazione 9). Il segno dei coefficienti significativi delle stime delle relazioni 13.1) e 13.2) e' in linea con quanto suggerito nel modello esaminato in precedenza: un aumento (inatteso) dell'offerta di moneta provoca un deprezzamento della valuta nazionale, mentre un aumento del tasso di interesse reale provoca un apprezzamento della valuta nazionale. E' da notare che il coefficiente del residuo di cointegrazione $\hat{e}_{12t-1}$ e' negativo, come il corrispondente coefficiente del modello "a correzione di errore" della tabella 3. Cio' conferma l'ipotesi di una reazione stabilizzante del mercato a fronte di una deviazione del cambio dal suo valore di equilibrio atteso, dato dal valore predetto della relazione di cointegrazione.¹¹

Al fine di verificare la validita', in questo contesto, dell'approccio a due stadi suggerito da Engle e Granger (R.F. Engle, C.W.J. Granger (1987)), abbiamo rimosso le restrizioni imposte dalla relazione di cointegrazione, ed abbiamo incluso il valore ritardato del tasso a pronti e dei regressori della relazione di cointegrazione (equazione 12)) direttamente nella relazione in esame. Abbiamo cosi' stimato la seguente versione della relazione 13):

$$13') \Delta s_t = \gamma_0' + \gamma_{11}' s_{t-1} + \gamma_{12}' m_{t-1}^d + \gamma_{13}' y_{t-1}^d + \gamma_{14}' r_{t-1}^d$$

$$+ \gamma_2' [\hat{m}_t^d - \hat{m}_t^{d0}] + \gamma_3' [\hat{y}_t^d - \hat{y}_t^{d0}] + \gamma_4' [\hat{r}_t^d - \hat{r}_t^{d0}] + (e_{13't} + \gamma_2' \hat{z}_{1t}$$

$$+ \gamma_3' \hat{z}_{2t} + \gamma_4' \hat{z}_{3t}) + \gamma_5' e_{13't-1}$$

La qualita' delle stime, riportate nella tabella 4 (relazione 13.5)), non e' alterata, un risultato che rafforza la validita' delle ipotesi in esame.

I risultati empirici per l'intervallo temporale aprile 1979 - ottobre 1987 non sono soddisfacenti: ne' la relazione 9), ne' la relazione 10) sembrano fornire una rappresentazione adeguata della realta'. In particolare, nelle stime della relazione 13.3), il coefficiente di determinazione multipla e' molto basso, ed il residuo della relazione di cointegrazione e' privo di potere esplicativo. Il coefficiente di determinazione multipla resta basso anche nelle stime della relazione 13.4), relazione nella quale i coefficienti γ_0 e γ_1 sono ipotizzati nulli ex ante.

L'estensione dell'analisi al 1986 e al 1987 ha quindi delle conseguenze rilevanti. Il mercato sembra attribuire meno importanza alle variabili fondamentali: esso reagisce poco alle "notizie" su queste variabili (i coefficienti degli impulsi inattesi non sono significativamente diversi da zero) e non ha piu' una visione chiara del valore di equilibrio del tasso di cambio (non vi e' piu' una relazione di cointegrazione). Il panico borsistico dell'ottobre 1987 sembra essere il frutto di questa situazione confusa.¹²

La validita' della specificazione della relazione 13) per il periodo aprile 1979-aprile 1985 e' confermata dalle simulazioni storiche qui riportate. E' cosi' possibile dimostrare che le relazioni 13.2) e 13.5) riproducono l'andamento delle variazioni del tasso di cambio con una accuratezza che e' superiore a quella ottenuta con il modello "a correzione di errore" della tabella 3. Impieghiamo a tal fine due comuni indici statistici, il coefficiente di correlazione tra valore simulato e valore storico della variabile in esame e la radice quadrata

dell'errore quadratico medio di simulazione. Con l'ausilio di simulazioni dinamiche ex post - sempre per lo stesso periodo di tempo - e' possibile dimostrare che le relazioni 13.2) e 13.5) riproducono l'andamento effettivo del livello del tasso di cambio meglio di quanto non faccia un semplice modello a sentiero casuale.¹³ Le stime degli indici in questione sono riportate nella tabella 5.

TABELLA 5

1979:4-1985:4

SIMULAZIONI STATICHE	$\rho_{\Delta s_t \Delta \hat{s}_t}$	R.M.S.E.
EQUAZIONE 13.2)	0.6350	0.0311
EQUAZIONE 13.5)	0.5764	0.0302
MODELLO "A"		
CORREZIONE DI ERRORE"	0.5177	0.0320
SIMULAZIONI DINAMICHE		
EQUAZIONE 13.2) ¹⁴	0.9787	0.0763
EQUAZIONE 13.5)	0.9870	0.0467
SENTIERO CASUALE	0.9466	0.1303

$\rho_{x_t \hat{x}_t}$ = COEFFICIENTE DI CORRELAZIONE TRA IL VALORE STORICO ED IL VALORE SIMULATO DELLA VARIABILE DIPENDENTE x_t .

R.M.S.E. = RADICE QUADRATA DELL'ERRORE QUADRATICO MEDIO DI SIMULAZIONE = $[1/T \sum_{t=1}^T (\hat{x}_t - x_t)^2]^{1/2}$, DOVE T E' IL NUMERO DI OSSERVAZIONI, $\hat{x}_t$ E x_t INDICANO IL VALORE SIMULATO ED IL VALORE STORICO DELLA SERIE TEMPORALE IN ESAME.

IV. Conclusione

In questo saggio abbiamo presentato una possibile soluzione

per un modello che incorpora le principali caratteristiche dell'approccio monetario alla bilancia dei pagamenti, ottenendo (e stimando) una relazione che combina le proprietà dinamiche dei modelli "a correzione di errore" con l'approccio delle "notizie". Abbiamo così fornito una spiegazione in termini di variabili fondamentali dell'apprezzamento del dollaro dal 1979 al 1985, spiegazione che è immune dalle critiche rivolte invece all'interpretazione del fenomeno come "bolla speculativa".

Secondo il modello in esame, gli agenti economici avrebbero in questi anni reagito alle variabili fondamentali, aggiustando il tasso di cambio al suo valore di equilibrio di lungo termine, valore dato da una relazione di cointegrazione che incorpora le variabili fondamentali. Contrariamente a quanto ritenuto da P. Krugman (1986), J.A. Frankel e K. Froot (1986) ed altri, è solo a partire dal 1985 che la spiegazione dell'andamento del dollaro in termini di variabili fondamentali perde rilevanza.

Appendice 1. Soluzione del modello

Una possibile strategia, per risolvere modelli lineari con aspettative razionali di variabili endogene future, consiste nel trovare una soluzione convergente per una funzione alle differenze finite, deterministica nelle aspettative future. Un approccio di questo genere è stato adottato in lavori precedenti (G. Cifarelli 1986, 1990)) per risolvere il modello di cui sopra e per derivare la relazione 9) del testo.

Una seconda strategia, suggerita da G. Chow (1983) e recentemente utilizzata da J. Sheen (1989), si basa sull'ipotesi di razionalità debole implicita nell'analisi delle "notizie" che

una variazione inattesa del tasso di cambio è dovuta solo alle informazioni che si rendono disponibili dopo che le aspettative sono state derivate. Otteniamo così:

$$A.1) s_{t+1} - E(s_{t+1}|I_t) = \xi_{t+1}$$

$$A.2) \xi_{t+1} = R_0 e_{t+1} + R_1 e_t + k^0 [Z_{t+1} - E(Z_{t+1}|I_t)]$$

dove ξ_t è l'errore di previsione, Z_t è un generico vettore di variabili esogene che influenzano il cambio, e_t è un residuo normale e serialmente non correlato. L'errore di previsione ξ_{t+1} dipende dai fattori inattesi che accadono tra i periodi t e $t+1$. Chow fa notare che una qualsiasi relazione con aspettative di variabili endogene future del tipo

$$A.3) s_t = \alpha Z_t + \beta E(s_{t+1}|I_t) + e_t,$$

dove Z_t è sempre un vettore di variabili predeterminate, può essere riscritta come

$$A.4) E(s_{t+1}|I_t) = \frac{1}{\beta} s_t - \frac{\alpha}{\beta} Z_t - \frac{1}{\beta} e_t.$$

Sostituendo $E(s_{t+1}|I_t)$ e ξ_{t+1} con i rispettivi determinanti (dati dalle relazioni A.2) e A.4)) nella relazione A.1) e ponendo $R_0 = 1$, si ottiene la seguente relazione, che può essere opportunamente stimata:

$$A.5) s_{t+1} = \frac{1}{\beta} s_t - \frac{\alpha}{\beta} Z_t + (R_1 - \frac{1}{\beta}) e_t + e_{t+1} + k^0 [Z_{t+1} - E(Z_{t+1}|I_t)].$$

Per poter applicare questa metodologia, dobbiamo risolvere il modello in esame in termini di una relazione analoga alla relazione A.3).

Con l'ausilio delle relazioni 3) e 4) otteniamo:

$$A.6) s_t = E(s_{t+1}|I_t) - (i_t^b - i_t^a).$$

A partire dalla relazione 1) otteniamo:

$$E(s_{t+1}|I_t) = E[(P_{t+1}^b - P_{t+1}^a)|I_t] + E(d_{t+1}|I_t)$$

e, sostituendo nella relazione A.6), abbiamo:

$$A.7) s_t = E[(P_{t+1}^b - P_{t+1}^a)|I_t] + E(d_{t+1}|I_t) - (i_t^b - i_t^a).$$

Con l'ausilio delle relazioni di Fisher otteniamo:

$$A.8) s_t = E(d_{t+1}|I_t) - (r_t^b - r_t^a) + (P_t^b - P_t^a).$$

A partire dalle relazioni 2) e 5), riaggiustando i termini, si ha:

$$A.9) P_t^k = \left[\frac{1}{1+b^k} \right] [m_t^k - a^k y_t^k + b^k r_t^k + G^k] + \left[\frac{b^k}{1+b^k} \right] E(P_{t+1}^k|I_t),$$

$$k = a, b.$$

Rimpiazzando nella relazione A.8) P_t^k con i suoi determinanti, ed ipotizzando, come di consueto in modelli di questo genere, che $P_t^a = P_t^b - P_t^a$, $m_t^a = m_t^b - m_t^a$, $y_t^a = y_t^b - y_t^a$, $r_t^a = r_t^b - r_t^a$ e $G^a = G^b - G^a$ e che $a^b = a^a = a$ e $b^b = b^a = b$, otteniamo la seguente relazione:

$$A.10) s_t = \left[\frac{1}{1+b} \right] [m_t^a - a y_t^a - r_t^a + G^a] + \left[\frac{b}{1+b} \right] E(P_{t+1}^a|I_t) + E(d_{t+1}|I_t).^{15}$$

Poiche' $E(P_{t+1}^a|I_t) = E(s_{t+1}|I_t) - E(d_{t+1}|I_t)$, ipotizzando che $E(d_{t+1}|I_t)$ sia costante e che $G^a = G^a + E(d_{t+1}|I_t)$, la relazione A.10) puo' essere riscritta come:

$$A.11) s_t = \left[\frac{1}{1+b} \right] [m_t^a - a y_t^a - r_t^a + G^a] + \left[\frac{b}{1+b} \right] E(s_{t+1}|I_t).$$

La relazione A.11), con l'aggiunta di un residuo stocastico e_t , e' analoga alla relazione A.3). Con l'ausilio della metodologia di Chow, essa puo' essere risolta e stimata come:

$$A.12) \Delta s_{t+1} = \frac{1}{b} \{ s_t - [m_t^a - a y_t^a - r_t^a + G^a] \} + (R_1 - \frac{1+b}{b}) e_t + e_{t+1} + \psi_1 [m_{t+1}^a - E(m_{t+1}^a|I_t)] + \psi_2 [y_{t+1}^a - E(y_{t+1}^a|I_t)] + \psi_3 [r_{t+1}^a - E(r_{t+1}^a|I_t)].$$

La relazione A.12) - spostata indietro di un periodo - e' la relazione 10) del testo.

Appendice 2. Origine delle serie temporali utilizzate

Serie temporale

Tasso di cambio a pronti tra dollaro statunitense e sterlina britannica

Origine

"Financial Times", vari numeri

Offerta di moneta (desta-
gionalizzata) , indice della
produzione industriale
(destagionalizzato) e indice
dei prezzi al consumo negli
Stati Uniti e in Gran Bretagna

O.E.C.D. "Main
Economic Indicators",
vari numeri

Tasso di interesse
interbancario britannico e
tasso di interesse sui Fondi
Federali statunitensi

O.E.C.D. "Financial
Statistics", vari
numeri

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

Note

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

(2) Cio' spiega perche' l'inversione di tendenza si sia
verificata con ritardo rispetto a quanto suggerito dagli

impulsi. Il mercato ha stentato a valutare le conseguenze per i
tassi di interesse reali (e quindi per il tasso di cambio) sia del
mutato atteggiamento anti inflazionistico della Riserva
Federale, che del crescente deficit del Tesoro statunitense.

(3) V. Koromzay, J. Llewellyn e S. Potter (1987) attribuiscono
il continuo apprezzamento del dollaro, a partire dal 1983, alla
presenza di isteresi, un risultato compatibile con l'approccio
qui esaminato. Essi sostengono che il valore (ritenuto) di
equilibrio del tasso di cambio sia cresciuto, nel periodo 1983-
1985, perche' il mercato sottovalutava la rilevanza del deficit
delle partite correnti della bilancia dei pagamenti, e riteneva
che esso potesse essere riassorbito dalla crescente
produttivita' dell'industria statunitense.

(4) Come di consueto nell'analisi di cointegrazione, abbiamo
accertato la presenza di radici unitarie nelle serie temporali in
esame. Applichiamo a tal fine i test univariati suggeriti da
P.C.B. Phillips e P. Perron (1988). Come si deduce dalla
seguente tabella, le serie temporali s_t , m_t^d , y_t^d e r_t^d sono I(1)
nel periodo 1979:3 - 1985:4.

	$Z(\Phi_3)$	$Z(\Phi_2)$	$Z(\Phi_1)$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$
s_t	5.78	5.13	1.71	-3.12	0.22
m_t^d	4.25	4.27	2.47	-2.64	0.44
y_t^d	1.46	1.06	1.36	-1.70	-1.57
r_t^d	3.57	2.39	3.35	-2.55	-2.59

I valori stimati degli indici in questione sono, infatti,
inferiori in valore assoluto ai corrispondenti valori critici (al
grado di significativita' del 5%), $Z(\Phi_3) = 6.49$, $Z(\Phi_2) = 4.88$,
 $Z(\Phi_1) = 4.71$, $Z(t_{\alpha}) = -3.45$ e $Z(t_{\alpha}) = -2.89$.

Le statistiche di cui sopra sono basate sulle stime - con
minimi quadrati ordinari - delle seguenti relazioni:

1*) $y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{u}_t$ e
 2*) $y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}(t - T/2) + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{u}_t$. Gli indici statistici $Z(\Phi_2)$ e $Z(\Phi_3)$ riguardano, rispettivamente, le ipotesi $H_1^0 : (\hat{\mu}, \hat{\beta}, \hat{\alpha}) = (0, 0, 1)$ e $H_2^0 : (\hat{\mu}, \hat{\beta}, \hat{\alpha}) = (\hat{\mu}, 0, 1)$ per l'equazione 2*). L'indice $Z(t_{\hat{\alpha}})$ e' usato per verificare l'ipotesi $H_3^0 : \hat{\alpha} = 1$ per l'equazione 2*). Gli indici statistici $Z(\Phi_1)$ e $Z(t_{\hat{\alpha}})$ servono ad accertare la validita' delle ipotesi $H_4^0 : (\hat{\mu}, \hat{\alpha}) = (0, 1)$ e $H_5^0 : \hat{\alpha} = 1$ per l'equazione 1*). Date le loro rispettive ipotesi nulle, $Z(\Phi_3)$, $Z(\Phi_2)$, $Z(\Phi_1)$, $Z(t_{\hat{\alpha}})$ e $Z(t_{\hat{\alpha}})$ hanno le distribuzioni Φ_3 , Φ_2 , Φ_1 , τ_r e τ_μ di Dickey - Fuller (W.A. Fuller (1976), D.A. Dickey, W.A. Fuller (1981)). Per una analisi dettagliata dell'impiego di questi indici secondo la strategia suggerita da P. Perron (1988), si vedano C. Giannini, R. Mosconi (1989), C.S. Hakkio, M. Rush (1989) e G. Cifarelli (1991).

(5) CRDW e' l'indice D.W. della regressione di cointegrazione. DF e' l'indice t del coefficiente μ della seguente regressione: $\Delta \hat{e}_{12t} = \mu \hat{e}_{12t-1} + \epsilon_t$. I valori critici di questi indici sono stati tabulati da R.F. Engle e B.S. Yoo (1987) con 100 osservazioni. Gli indici statistici $\hat{Z}_\alpha$ e $\hat{Z}_t$ riguardano l'ipotesi che $\hat{\alpha} = 1$ nelle stime con minimi quadrati ordinari della seguente relazione:

$$3^*) \hat{e}_{12t} = \hat{\alpha} \hat{e}_{12t-1} + \hat{u}_t.$$

I loro valori critici sono stati tabulati da P.C.B. Phillips e S. Ouliaris (1990) con 500 osservazioni.

(6) Come ha fatto notare R.A. Meese (1986), la cointegrazione tra il tasso di cambio e le variabili fondamentali contraddice l'ipotesi dell'esistenza, in questo periodo di tempo, di una "bolla speculativa". Si tratta di un risultato che conferma quanto si deduce dalle stime riportate nella nota (4), dalle quali risulta che sia il tasso di cambio che le variabili

fondamentali, sono I(1). B.T. Diba, H.I. Grossman (1984) e J.D. Hamilton, C.H. Whiteman (1985) sottolineano, infatti, che non puo' esservi "bolla", se la variabile dipendente e le variabili fondamentali sono integrate dello stesso ordine.

(7) $-2\ln Q_r = -T \sum_{t=1}^T \ln(1 - \hat{\lambda}_t)$, dove T e' il numero di osservazioni e le $\hat{\lambda}_t$ sono $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (4 - r)$ piu' piccole correlazioni canoniche quadratiche tra i vettori X_{t-4} e ΔX_t , corretti per la presenza di differenze ritardate nel processo stocastico X_t , dove X_t e' il vettore $[s_t, m_t^d, y_t^d, r_t^d]'$. I valori corretti di X_{t-4} sono dati dai residui di una regressione di X_{t-4} sui valori ritardati di ΔX_t , ed i valori corretti di ΔX_t sono dati dai residui di una regressione di ΔX_t sui valori ritardati di ΔX_t . Vi e' cointegrazione multivariata se $r \geq 1$.

(8) Il test del moltiplicatore di Lagrange LM(6) serve per verificare la presenza di una struttura (autoregressiva o a media mobile) di sesto ordine dei residui, ed e' distribuito asintoticamente come χ_6^2 . L'indice AR(1) e' distribuito asintoticamente come χ_1^2 nell'ipotesi (nulla) di assenza di effetti ARCH (Eteroschedasticita' condizionata autoregressiva). Al grado di significativita' del 5% i valori critici di questi indici sono i seguenti: LM(6)=12.6, AR(1)=3.84.

(9) Abbiamo usato stime parsimoniose di queste relazioni, eliminando i regressori con coefficienti non significativamente diversi da zero. Abbiamo inoltre aggiunto ai regressori il residuo ritardato della relazione di cointegrazione, $\hat{e}_{12t-1}$, al fine di garantire l'ortogonalita' tra gli impulsi non anticipati e questa variabile nelle stime della relazione 10).

(10) Il tasso di cambio a pronti ritardato, s_{t-1} , sembra essere superiore al tasso di cambio a termine, f_{t-1} , come predittore di s_t . Si vedano in tal senso i risultati di R.A. Meese e K.

Rogoff (1983) e di C.C.P. Wolff (1987).

(11) Più precisamente, un apprezzamento imprevisto del 100% provoca un deprezzamento del 25% circa nel periodo successivo e, viceversa, un deprezzamento del 100% provoca un apprezzamento del 25% circa nel periodo successivo. Il tasso di cambio nel periodo t può quindi - trascurando le "notizie" - essere interpretato come una media ponderata del tasso di cambio del periodo $t - 1$ e del tasso (atteso) di equilibrio del periodo $t - 1$, predetto sulla base della relazione di cointegrazione:

$$s_t = (1 - \gamma_1)s_{t-1} + \gamma_1\hat{s}_{t-1}.$$

In termini di variazioni, questa relazione può essere riscritta come:

$$\Delta s_t = -\gamma_1(s_{t-1} - \hat{s}_{t-1}) = -\gamma_1\hat{e}_{t-1}.$$

Se, come nelle stime di cui sopra, γ_1 è positivo (e $-\gamma_1$ è negativo), il tasso a pronti convergerà verso il suo valore di equilibrio, dato dalla relazione di cointegrazione, $\hat{s}_{t-1}$, e le aspettative implicite sono regressive. Se invece γ_1 è negativo (e $-\gamma_1$ è positivo), il mercato ritiene che il tasso a pronti divergerà dal suo valore di equilibrio. (Per una analisi dettagliata di queste relazioni, si veda il saggio di J.A. Frankel, K.A. Froot (1987)).

(12) Una accurata descrizione storico-istituzionale degli avvenimenti che provocano, in quegli anni, le oscillazioni del dollaro è fornita da G. Gomel, F. Saccomanni e S. Vona (1991).

(13) Le stime del modello a sentiero casuale qui utilizzate sono le seguenti:

$$\hat{s}_t = -0.006 + 0.99s_{t-1}, \quad \bar{R}^2 = 0.97, \text{ E.S.} = 0.03718, \text{ D.W.} = 1.76. \\ (-0.47) (50.37)$$

(14) Le stime delle relazioni 13.2) e 13.5) spiegano le variazioni

del tasso di cambio. Abbiamo così sostituito Δs_t con $(s_t - s_{t-1})$ e utilizzato s_{t-1} come variabile indipendente.

(15) Per una giustificazione dell'uso come regressori delle differenze tra le variabili fondamentali dei due paesi in esame, si veda G. Cifarelli (1990).

Bibliografia

Baillie R.T., Bollerslev T. (1989), "Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates", *The Journal of Finance*, 44, (March), pp. 167-181.

Chow G. (1983), *Econometrics*, McGraw-Hill, Tokio.

Cifarelli G. (1986), "Exchange Rates, Market Efficiency and "News". Model Specification and Econometric Identification", *Quaderni dell'Istituto di Economia*, n. 55, Siena, Università degli Studi.

Cifarelli G. (1990), "Un modello del tasso di cambio a termine. Analisi teorica e verifica empirica", *Economia Politica*, n.7, (agosto), pp. 165-190.

Cifarelli G. (1991), "Cointegration and the Unbiased Efficiency of the Forward Exchange Rate", *AES Best Papers Proceedings*, n.1, (July), pp. 40-44.

Diba B.T., Grossman H.I. (1984), "Rational Bubbles in the Price of Gold", *Working Paper* n. 1300, N.B.E.R., (March).

Dickey D.A., Fuller W.A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, (July), pp. 1057-1072.

Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, (March), pp. 251-276.

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

Frankel J.A., Froot K.A. (1986), "The Dollar and a Speculative Bubble: A Tale of Fundamentalists and Chartists", manuscript, University of California, Berkeley.

Frankel J.A., Froot K.A. (1987), "Short-Term and Long-Term Expectations of the Yen/Dollar Exchange Rate: Evidence from Survey Data", *Journal of the Japanese and International Economies*, 1, (September), pp. 249-274.

Fratianni M., Hur H. D., Kang H. (1987), "Random Walk and Monetary Causality in Five Exchange Markets", *Journal of International Money and Finance*, 6, (August), pp. 505-514.

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

Giannini C., Mosconi R. (1989), "Non stazionarieta', integrazione e cointegrazione: analisi di alcuni aspetti operativi della letteratura recente", *Quaderni di Ricerca*, n. 14, Universita' di Ancona.

Gomel G., Saccomanni F., Vona S. (1991), "Il coordinamento tripolare delle politiche economiche: problemi dell'Europa, polo a piu' paesi", in P. Guerrieri, P. C. Padoan (ed.), *Regimi Internazionali e Politiche Economiche Nazionali*, F. Angeli, Milano.

Granger C.W.J. (1983), "Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models", unpublished UCSD Discussion Paper 83-13.

Johansen S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, (June-September), pp. 231-254.

Hakkio C.S., Rush M. (1989), "Market Efficiency and

Cointegration: an Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets", *Journal of International Money and Finance*, 8, (March), pp. 75-88.

Hamilton J.D., Whiteman C.H. (1985), "The Observable Implications of Self-fulfilling Expectations", *Journal of Monetary Economics*, 16, (November), pp. 353-374.

Koromzay V., Llewellyn J., Potter S. (1987), "The Rise and Fall of the Dollar: Some Explanations, Consequences and Lessons", *The Economic Journal*, 97, (March), pp. 23-43.

Krugman P. (1986), "Is the Strong Dollar Sustainable? U.S. Dollar Recent Developments, Outlook and Policy Options", Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City.

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

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

Perron P. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Further Evidence From a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, (June-September), pp. 297-332.

Phillips P.C.B., Ouliaris S. (1990), "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, 58, (January), pp. 165-193.

Phillips P.C.B., Perron P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, (June), pp. 335-346.

Sheen J. (1989), "Modelling the Floating Australian Dollar: Can the Random Walk be Encompassed by a Model Using a Permanent Decomposition of Money and Output?", *Journal of*

International Money and Finance, 8, (August), pp. 253-276.

Wolff C.C.P. (1987), "Time-Varying Parameters and the Out-of-Sample Forecasting Performance of Structural Exchange Rate Models", **Journal of Business and Economic Statistics**, 5, (January), pp. 87-97.

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 del linguaggio formalizzato 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 del 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**, Sul 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 B. TUCCHI**, 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
- n.99 (maggio 1990) **GIULIO CIFARELLI**, Sul determinanti degli errori di previsione a termine nel mercato dei cambi
- n.100 (maggio 1990) **EDITED BY MASSIMO DI MATTEO** Celebrating R.M. Goodwin's 75 birthday

- n.101 (maggio 1990) **OMAR O. CHISARI** - **JOSE' M. FANELLI** Three-gap models, optimal growth and the economic dynamics of highly indebted countries
- n.102 (giugno 1990) **FRANCESCO FARINA** Italy's monetary policy inside the European monetary system
- n.103 (giugno 1990) **STEFANO VANNUCCI** On the closure operators of an effectivity function
- n.104 (giugno 1990) **STEFANO VANNUCCI** Struttura del mercato, giochi semplici e potenziali monopolistici
- n.105 (luglio 1990) **STEFANO VANNUCCI** A note on ergodic and von-Neumann stable sets of abstract games
- n.106 (luglio 1990) **SIMONETTA BOTARELLI** I nuovi estmi catastali: motivazioni ed effetti distributivi
- n.107 (luglio 1990) **PIETRO PUCCINELLI** Impresa e mercato un approccio dinamico
- n.108 (agosto 1990) **UGO PAGANO** Braverman, Harry (1920-1976)
- n.109 (agosto 1990) **UGO PAGANO** Property rights equilibria and institutional stability
- n.110 (settembre 1990) **STEPHAN R. EPSTEIN** Cities, regions and the late medieval crisis: Sicily and Tuscany compared
- n.111 (ottobre 1990) **MAURO CAMINATI** On the stability of long-period positions: an introductory note
- n.112 (ottobre 1990) **MAURO CAMINATI** Cicli endogeni in disequilibrio e congetture
- n.113 (ottobre 1990) **AGOSTINO D'ERCOLE** Il concetto di integrazione finanziaria internazionale, Problemi e prospettive
- n.114 (ottobre 1990) **LIONELLO F. PUNZO** Hilbert's mathematical formalism and the neoclassical revolution
- n.115 (ottobre 1990) **BRUNO MICONI** - **PIER MARIO PACINI** Price systems, bargaining theory and social relations
- n.116 (ottobre 1990) **LIONELLO F. PUNZO** J.-M. Grandmont on "temporary equilibrium: money, expectations and dynamics". Some Comments.
- n.117 (novembre 1990) **GIULIO CIFARELLI** Cointegration and the unbiased efficiency of the forward exchange rate
- n.118 (novembre 1990) **SIMONETTA BOTARELLI** L'imposizione delle imprese minori: problemi di determinazione della base imponibile nei sistemi forfettari. Una nota
- n.119 (dicembre 1990) **GIUSEPPE DELLA TORRE** Teoria economica e contabilità sociale. Il «national bureau of economic research» (1920-1945)
- n.120 (dicembre 1990) **ELISABETTA CROCI ANGELINI** - **SECONDO TARDITI** Ec Enlargement and trade liberalization in the vegetable oils market
- n.121 (dicembre 1990) **ELISABETTA CROCI ANGELINI** Costs and benefits of the common agricultural policy to the member countries
- n.122 (dicembre 1990) **GIANCARLO MARINI** - **PASQUALE SCARAMOZZINO** Inflation expectations, price flexibility, and output variability in macro models
- n.123 (dicembre 1990) **RAUL de LUZENBERGER** - **GIANCARLO MARINI** The sustainability of public debt: tests and indicators
- n.124 (dicembre 1990) **MARCO P. TUCCI** Time-varying parameters: a critical introduction
- n.125 (dicembre 1990) **GIOVANNI FERRI** Preferences and technology in the real business cycle
- n.127 (gennaio 1991) **FABIO CESARE BAGLIANO** - **GIANCARLO MARINI** On the role of monetary factors in business cycle models
- n.128 (febbraio 1991) **LUIGI TOMASINI** Due modelli di controllo dell'evasione fiscale
- n.129 (giugno 1991) **MASANAO AOKI** - **RICCARDO FIORITO** Analysis of us real GNP and unemployment interactions: state space approach
- n.130 (luglio 1991) **PIERPAOLO PIERANI** - **PIER LUIGI RIZZI** Produttività totale dei fattori e progresso tecnico nell'agricoltura italiana: un confronto Nord-Sud
- n.131 (settembre 1991) **AGOSTINO D'ERCOLE** L'integrazione finanziaria internazionale e la relazione risparmi-investimenti

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.
- 5) **STEPHAN E. EPSTEIN**, Sicily and its markets: 1300-1500 economic growth and social transformation