

Inflazione e prezzi relativi*

1. Introduzione

Nella versione walrasiana tradizionale di un'economia di scambio multisetoriale i mutamenti dei prezzi relativi e quelli del livello generale dei prezzi non si influenzano vicendevolmente sicché si sarebbe tentati di dire, con qualche imprecisione se il sistema non è dicotomo, che gli uni sono determinati dai relativi eccessi di domanda sui singoli mercati mentre gli altri sono indotti da pressioni generalizzate della domanda e/o dei costi, sempre accompagnate da creazione addizionale di offerta di moneta.

Per maggiore precisione, bisognerebbe ricordare con le parole di Patinkin (1965, pagg. 181-182) che in questo tipo di modello «non vi è dicotomia dei mercati ma vi è dicotomia degli effetti... Per esempio, mantenendo costante il livello generale dei prezzi al suo predeterminato valore di *equilibrio*, possiamo arbitrariamente modificare i prezzi relativi dal loro valore di equilibrio e quindi studiare la natura delle forze dinamiche che — agendo su *tutti* i mercati — riportano l'economia alla sua originaria posizione di equilibrio. Per il modo stesso in cui si è definito questo procedimento, tale ritorno può essere compiuto senza alcun cambiamento nel livello generale dei prezzi ... Parimenti, partendo da valori di prezzi relativi e di interesse di *equilibrio*, possiamo analizzare il processo di rideterminazione del livello generale dei prezzi di equilibrio... senza che sussista alcuna variazione dei prezzi relativi».

Questa tesi di neutralità dell'inflazione è da tempo e ripetutamente contestata sul piano empirico. Si pensa qui, non tanto, ai molti lavori empirici, italiani e stranieri, tendenti a mostrare attraverso analisi settoriali gli effetti (e i «feedbacks» di ritorno) dell'inflazione

* Nella preparazione di questo studio ho tratto grande beneficio dalle ripetute conversazioni col Professor Cukierman alla Carnegie Mellon University e all'Università di Roma e dai suggerimenti migliorativi e contributi critici dei Professori Izzo e Sylos Labini. Ringrazio, anche, il dottor Fazio per l'aiuto fornitomi, nell'elaborazione dei dati italiani, dal Servizio Studi della Banca d'Italia. Sono, naturalmente, la sola responsabile degli errori eventualmente rimasti nel testo.

sulla distribuzione *funzionale* del reddito¹ e della ricchezza:² tali lavori, infatti, si collocano in un'ottica talmente diversa da quella walrasiana (dove una distribuzione funzionale non è nemmeno definibile), da risultare ad essa inconfrontabili.

Si tengono presenti, piuttosto, i numerosi studi empirici, soprattutto stranieri, che illustrano la correlazione esistente fra il livello e/o la variabilità³ del tasso di inflazione e la variabilità o la dispersione *intersettoriale* dei cambiamenti dei prezzi relativi.

Per l'Italia, il precedente più interessante in questo campo è fornito dalle Relazioni della Banca d'Italia (1947 e 1948) nell'analisi dell'impennata inflazionistica fra il II semestre del '46 e il settembre del '47, seguita da una netta inversione di tendenza nell'ultimo trimestre dell'anno. «Dal dicembre 1946 al settembre 1947 — si legge alle pagg. 97-99 della Relazione del 1948 — il livello generale dei prezzi all'ingrosso era aumentato del 67 per cento e quello del costo della vita del 57 per cento: tra il settembre e il dicembre essi presentano, rispettivamente, una diminuzione dell'11,8 e del 7,8 per cento... La diminuzione dei prezzi tra il settembre e il dicembre 1947, quantunque interessante, sia pure in diversa misura, i prezzi di quasi tutte le merci, appare connessa all'affermarsi di una netta tendenza verso la minore dispersione dei prezzi relativi. Considerando il complesso dei 141 prezzi sulla cui base l'Istituto centrale di statistica elabora l'indice generale dei prezzi all'ingrosso, la distribuzione dei prezzi stessi secondo il rapporto di aumento che ognuno di essi presenta rispetto al 1938 palesa, nel passaggio dal settembre al dicembre, un evidente maggiore addensamento dei prezzi nella zona centrale relativa ai rapporti di aumento oscillanti tra le 40 e 80 volte i prezzi del 1938,

¹ In questo folto gruppo paiono rientrare ad esempio, fra i lavori italiani, L. SPAVENTA, 1963, M. D'ANTONIO, 1973, R. CONVENEVOLE, 1977, mentre la vastità della bibliografia straniera consiglia di rimandare ad alcune rassegne quali quelle di BRONFENBRENNER and HOLZMAN, 1963, di LAIDLER and PARKIN, 1975 e di FISCHER and MODIGLIANI, 1978.

² Oltre alle già citate rassegne, si veda dal classico articolo di M. J. BAILEY, 1965 alle analisi più recenti come quella di R. BARRO, 1972, di M. FELDSTEIN, 1977 e di JAFFEE and KLEIMAN 1977.

³ Di fatto, evidenze empiriche raccolte in vari Paesi indicano un alto grado di correlazione fra il livello e la variabilità del tasso di inflazione. Si rimanda, oltre ai lavori stranieri di seguito citati nel testo, a A. OKUN, 1971, R. GORDON, 1971, LOGUE and WILLET, 1976, E. FOSTER, 1978 e M. BLEJER, 1978. Anche in Italia tale correlazione è verificata, come l'equazione $\hat{S}^2 = 0,00012 + 0,04096 |DP|$; $R^2 = 0,49$; D.W. = 1,23

(,03) (6,5)

illustra. Per il significato dei simboli e per la comprensione della metodologia utilizzata si rinvia alla parte terza di questo lavoro.

mentre diminuisce nettamente il numero dei prezzi aumentati oltre 100 volte rispetto al 1938 e non presenta apprezzabili variazioni il numero dei prezzi con rapporti di aumento inferiori alle 30 volte. Il che sta ad indicare che il maggior addensamento di valori nella zona centrale è proprio avvenuto in seguito al crollo di quei prezzi che avevano, fino al settembre, presentato i maggiori aumenti rispetto al 1938».

Tali illuminanti pagine della Relazione insieme ad altre che si potrebbero citare, desunte da analisi empiriche anche più sofisticate su dati olandesi (Theil, 1967), americani (Vining and Elvertowsky, 1976, Parks, 1978), francesi (Fröchen et Maarek, 1978) e dell'area Ocse (Glejser, 1965, Working Party 4 of the Economic Policy Committee, 1979), concordano tutte nell'invalidare la tesi walrasiana tradizionale sopra menzionata. Purtroppo, però, esse non offrono il sostegno di un ben definito modello teorico alternativo, capace di illustrare la formazione dei prezzi e dei tassi di inflazione in un contesto di equilibrio (o squilibrio) multisettoriale.

Sembrano, perciò, particolarmente degne di interesse alcune versioni moderne della teoria neoclassica multisettoriale che paiono fornire un fondamento analitico alla constatata correlazione fra le dinamiche dei prezzi relativi e del livello generale dei prezzi. Il loro esame dettagliato, ritenuto opportuno sia per la novità e complessità delle argomentazioni, sia perché parte del materiale è ancora inedito, e la loro verifica empirica sui dati italiani dell'ultimo ventennio costituiscono l'argomento del presente lavoro.

2. Le versioni moderne del modello di equilibrio degli scambi multisettoriali

Pur nella loro intrinseca diversità, questi modelli presentano un elemento comune di innovazione rispetto all'ottica neoclassica tradizionale, che li rende idonei a superare la tesi dell'indipendenza fra i movimenti dei prezzi relativi e quelli del livello generale dei prezzi, nel quadro di un equilibrio multisettoriale degli scambi: si tratta dell'abbandono dell'ipotesi di certezza e della sostituzione con ipotesi sulla formazione delle aspettative delle variabili stocastiche. In particolare, in tutti i modelli qui esaminati (eccetto in uno), si suppone che gli operatori sui vari mercati formulino le loro previsioni combinando in modo ottimale la loro conoscenza della struttura economica sottostante, con le informazioni a priori disponibili ri-

guardo alle variabili influenti su quella struttura. In breve, si presume che gli operatori abbiano aspettative razionali,⁴ che sono ottimali perché in media corrette e soggette al minimo errore, ma che tuttavia non sono perfette perché erranee.

Si può forse individuare nel modello di Lucas, 1973 (approfondito poi da Barro, 1976), il debutto di questa impostazione stocastica multisettoriale che rende le stesse variazioni dei prezzi relativi e del livello generale dei prezzi variabili casuali. Senonché manca ancora in Lucas, 1973 l'idea di una correlazione stocastica fra la variabilità del tasso di inflazione e quella dei movimenti dei prezzi relativi, come si desume guardando alla sua equazione di definizione del (logaritmo⁵ del) prezzo su ogni mercato v . Infatti, chiamando $p_t(v)$ e P_t il (logaritmo del) prezzo di v e rispettivamente del livello generale dei prezzi al tempo t , si ha la

$$[1] \quad p_t(v) = P_t + k_t$$

dove k_t , che è (il logaritmo del) prezzo relativo di v in t , è una variabile casuale indipendente da P_t e distribuita normalmente secondo la

$$[2] \quad k_t = N(0, \tau^2)$$

mentre P_t che la

$$[3] \quad P_t = \sum_v p_t(v) u(v)$$

definisce, usando i pesi $u(v)$, è distribuita normalmente secondo la

$$[4] \quad P_t = N(\bar{P}_t, \sigma^2).$$

Di conseguenza, la variabilità, indicata dalla varianza, α^2 (o la dispersione, indicata dallo scarto quadratico medio α), dei cambiamenti dei prezzi relativi

$$[5] \quad \alpha^2 = E \{ p_t(v) - P_t - [p_{t-1}(v) - P_{t-1}] \}^2 = 2 \tau^2$$

⁴ La definizione di aspettative razionali qui adottata è quella, ormai di uso comune, introdotta nella letteratura da J. MUTH, 1961.

⁵ È opportuno notare che, a meno di specifica menzione del contrario, tutte le variabili di questi modelli sono definite in termini logaritmici.

è indipendente, per ipotesi, dal livello medio e dalla variabilità del tasso di inflazione, δ^2 , definita dalla

$$[6] \quad \delta^2 = E [P_t - P_{t-1} - (\bar{P}_t - \bar{P}_{t-1})]^2 = 2 \sigma^2.$$

Una successiva variante all'analisi di Lucas, 1973, apportata da Cukierman and Wachtel, 1979, fornisce il primo modello teorico qui discusso, capace di prevedere una correlazione positiva fra la variabilità del tasso di inflazione e quella dei movimenti dei prezzi relativi. Mantenendo l'ipotesi di Lucas, secondo cui in ogni mercato v gli operatori conoscono il loro prezzo di vendita ma sono solo imperfettamente informati sui prezzi negli altri mercati e assumendo che (il logaritmo del) la quantità offerta, $y_t(v)$, presenti una componente di lungo periodo al tasso di crescita β e una componente ciclica elastica, secondo il coefficiente γ , al previsto prezzo relativo $p_t(v) - P_t^e(v)$, Cukierman and Wachtel descrivono con la

$$[7] \quad y_t(v) = \varphi + \beta t + \gamma [p_t(v) - P_t^e(v)]$$

la funzione di offerta al tempo t nel mercato v . Essi, poi, supponendo che il livello generale dei prezzi atteso per il tempo t in v , $P_t^e(v)$, sia razionalmente previsto, formulano con la

$$[8] \quad P_t^e(v) = E [P_t | I_t(v)]$$

l'idea delle aspettative razionali che gli operatori sul mercato v si formano riguardo al livello generale dei prezzi, condizionandole alle informazioni disponibili in v al tempo t , $I_t(v)$: cioè, oltre alla conoscenza della struttura economica, il loro prezzo, $p_t(v)$, la distribuzione a priori del livello generale dei prezzi, la [4], e le altre relazioni [1]-[3].

Utilizzando un noto teorema sulle probabilità condizionate (esposto ad esempio in Graybill, 1961) l'equazione [1] trasforma la [8] nella

$$[9] \quad E [P_t | I_t(v)] = \bar{P}_t \theta + p_t(v) (1 - \theta)$$

dove la

$$[10] \quad \theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)$$

si presenta formalmente identica che in Lucas, 1973, ma è diversa a causa del modo in cui è descritta la domanda sui vari mercati v , cioè la [11], e il conseguente equilibrio fra domanda e offerta, cioè la [12].

Infatti, la domanda nominale di v , di elasticità unitaria, consiste non solo di una parte comune a tutti i mercati, x_t , ma anche di una componente specifica, $w_t(v)$, la cui realizzazione è diversa nei vari mercati anche se la distribuzione statistica è uguale. Nell'equazione di domanda

$$[11] \quad y_t(v) + p_t(v) = x_t + w_t(v)$$

si suppone, inoltre, che la parte comune presenti una crescita permanente, secondo la seguente distribuzione stocastica

$$[12] \quad \Delta x_t = N(\xi, \sigma_x^2)$$

e che la parte specifica sia mediamente nulla, secondo la distribuzione illustrata dalla

$$[13] \quad w_t(v) = N(0, \sigma_w^2).$$

Nel «clearing» di ciascun mercato v , combinando la [7], la [9] e la [11], si realizza un prezzo di v al tempo t

$$[14] \quad p_t(v) = \frac{1}{1 + \gamma \theta} [x_t + w_t(v) - \varphi - \beta t + \gamma \theta \bar{P}_t]$$

che determina un livello generale dei prezzi pari a

$$[15] \quad P_t = \frac{x_{t-1} + \xi + \gamma \theta \bar{P}_t - \varphi - \beta t + \varepsilon_t + \sum_v w_t(v) u(v)}{1 + \gamma \theta}$$

dove viene usata la trasformazione

$$[16] \quad x_t = x_{t-1} + \Delta x_t = x_{t-1} + \xi + \varepsilon_t$$

e dove ε_t ha la stessa distribuzione di Δx_t eccetto che è centrata sul valore 0.

Essendo i pesi $u(v)$ piccoli in confronto alla loro somma, la ineguaglianza di Chebycev consente di trascurare l'ultimo addendo della [15], sicché, calcolato il valor medio del termine di destra e sinistra della [15], risultano verificate la

$$[17] \quad \bar{P}_t = x_{t-1} + \xi - \varphi - \beta t = P_t - \frac{\varepsilon_t}{1 + \gamma \theta}$$

e la

$$[18] \quad P_t = N\left(\bar{P}_t, \frac{\sigma_x^2}{(1 + \gamma \theta)^2}\right)$$

con la

$$[19] \quad \sigma^2 = \frac{\sigma_x^2}{(1 + \gamma \theta)^2}$$

Un'identica operazione sulla [14], tenuto conto dei risultati appena conseguiti, implica la

$$[20] \quad p_t(v) = P_t + \frac{w_t(v)}{1 + \gamma \theta}$$

e la

$$[21] \quad p_t(v) - P_t = k_t = N\left(0, \frac{\sigma_w^2}{(1 + \gamma \theta)^2}\right)$$

con la

$$[22] \quad \tau^2 = \frac{\sigma_w^2}{(1 + \gamma \theta)^2}$$

Dopo quanto già affermato a proposito delle equazioni [5] e [6], un semplice sguardo alla [19] e alla [22] rende evidente che in questo modello la varianza del tasso di inflazione e quella del mutamento dei prezzi relativi sono correlate, in quanto entrambe dipendono dalla variabilità stocastica sia delle componenti aggregate, sia delle componenti specifiche della domanda sui vari mercati ($\theta = \sigma_w^2 / [\sigma_w^2 + \sigma_x^2]$). Più specificatamente, come Cukierman, 1979 mette in luce, tanto σ^2 che τ^2 crescono all'aumentare di σ_x^2 , mentre il primo senz'altro diminuisce e il secondo si riduce a condizione che $1 + \gamma \theta (2\theta - 1) < 0$, quando vi è un incremento di σ_w^2 .

Il secondo modello che si intende illustrare, pur abbandonando anch'esso l'ipotesi di certezza, non è propriamente stocastico, ma risolve il problema della previsione dell'ignoto livello generale dei prezzi, in termini uguali per gli operatori sui vari mercati v , con una «adhockery» di tipo empirico. Tuttavia esso viene brevemente inseri-

to in questa rassegna non solo perché manifesta evidenti punti di contatto con gli altri modelli ricordati, ma anche perché, superando l'ipotesi restrittiva di uguali elasticità di domanda e offerta sui diversi mercati, costituisce una generalizzazione dei precedenti modelli e un ponte di passaggio rispetto a quello successivamente esaminato.

Il modello di Parks, 1978 può, allora, essere descritto da un'equazione di offerta

$$[23] \quad y_t(v) = \varphi_v + \beta_v t + \gamma_v [p_t(v) - P^e_t]$$

in tutto identica alla [7], eccetto che i coefficienti sono, per quanto già affermato, diversi nei diversi settori v ed eccetto che le aspettative sul livello generale dei prezzi, P^e_t ,

$$[24] \quad P^e_t = P^*_t$$

sono date come uniformi in tutti i mercati.

Anche l'elasticità della domanda ai prezzi e al reddito nominale aggregato, varia al variare di v secondo la

$$[25] \quad y_t(v) = \eta_v p_t(v) + \eta_{v1} x_t + w(v)$$

che si trasforma nella

$$[26] \quad y_t(v) = \eta'_v [p_t(v) - x_t] + w(v)$$

supponendo l'omogeneità della domanda al reddito nominale e ai prezzi. Passando alla derivata (logaritmica) della [23] e della [25] ed eguagliandole, si consegue il tasso di inflazione di equilibrio nel mercato v , $Dp_t(v)$, secondo la

$$[27] \quad Dp_t(v) = \frac{1}{\eta_v - \gamma_v} (\beta_v - \gamma_v DP^*_t + \eta_v Dx_t).$$

Usando, inoltre, la [3] che, derivata, si trasforma nella

$$[28] \quad DP_t = \sum_v Dp_t(v) u(v)$$

si nota che il tasso di inflazione relativo

$$[29] \quad Dp_t(v) - DP_t = \frac{1}{\gamma_v - \eta_v} [-\beta_v - \gamma_v (DP_t - DP^*_t) - \eta_v (Dx_t - DP_t)]$$

implica la seguente varianza dei tassi di crescita dei prezzi relativi

$$[30] \quad \alpha^2 = A_0 + A_1 (DP_t - DP^*_t)^2 + A_2 (Dx_t - DP_t)^2 + A_3 (Dx_t - DP_t) (DP_t - DP^*_t) + A_4 (Dx_t - DP_t) + A_5 (DP_t - DP^*_t)$$

dove gli A_i sono funzioni, con segno noto, dei parametri $u(v)$, β_v , γ_v , η_v .

In particolare in una sua forma ridotta questo semplice modello prevede una correlazione positiva fra la varianza dei mutamenti dei prezzi relativi e il livello del tasso di inflazione non previsto dagli operatori.

Il terzo modello che qui si desidera sintetizzare assomma, per così dire, gli aspetti più interessanti di tutti i precedenti, perché è stocastico come i primi e presenta elasticità di domanda e offerta diverse nei vari mercati, come quello appena considerato. Esso costituisce, inoltre, un notevole passo avanti verso una ancora parzialmente inesplorata generalizzazione, sia perché identifica anche dal lato dei costi alcune spinte inflazionistiche, sia perché introduce ragioni di errori nelle previsioni, di assai più lunga durata rispetto a quelle esistenti nel modello alla Lucas. Lì, infatti, gli operatori, che conoscono con certezza soltanto il prezzo nel loro mercato, non sono in grado di distinguere perfettamente fra movimenti dei prezzi relativi e del livello generale dei prezzi: tale incapacità può al massimo perdurare fino al momento, di solito dilazionato di qualche mese, in cui l'istituto centrale di statistica pubblica i dati raccolti, concernenti il mese in questione.

In quest'ultimo modello preso in esame, invece, gli operatori sui diversi mercati v sono tutti soggetti alle stesse informazioni, ma non sono in grado di discernere nelle variabili stocastiche, oggetto delle loro osservazioni a scopo previsivo, gli aspetti permanenti, influenti sulle loro decisioni, dagli aspetti transitori: la confusione tra il transitorio e il permanente, diversamente da quella tra il generale e il relativo, può durare per periodi molto lunghi e può essere risolta solo badando a tutta la storia passata di dette variabili. Ne deriva che in questo modello l'unico modo per avere aspettative razionali sui fenomeni economici permanenti è quello di formulare le aspettative in modo adattivo, secondo ritardi distribuiti⁶ del valore effettivo delle

⁶ Per una eccellente rassegna in italiano dei ritardi distribuiti si consulti L. Izzo, 1975.

variabili nel passato. Di conseguenza, non solo si sana in tutta una generalità di casi⁷ una contraddizione che pareva irrimediabile fra aspettative razionali e adattive, ma si razionalizza nel breve e nel medio periodo, la lentezza delle reazioni degli operatori alle variazioni delle variabili influenzanti il loro comportamento.

Il modello di Cukierman, 1979 b consiste, dunque, di un'equazione di offerta in ogni mercato v al tempo t che, rispetto alle [7] e [8] apporta solo tre modifiche, ma sostanziali: come nella [23], il tasso di crescita e l'elasticità al prezzo relativo atteso sono diverse da settore a settore; oltre al trend si tiene conto di una deviazione dal trend, tipica di ogni settore, $z_t(v)$, la cui realizzazione varia nei vari mercati, ma la cui distribuzione statistica è in tutti identica; infine, le decisioni di offerta sono prese con l'anticipo di un periodo rispetto alla realizzazione dell'offerta stessa.

Con queste precisazioni e ricordando che le aspettative sul futuro si formano in modo razionale, si ha la

$$[31] \quad y_t(v) = \beta_v t + z_t(v) + \gamma_v \{E[p_t(v)/I_{t-1}] - E(P_t/I_{t-1})\}$$

dove la distribuzione statistica della $z_t(v)$ è descritta dalla

$$[32] \quad z_t(v) = z^p_t(v) + z^q_t(v)$$

con una componente permanente (p soprascritto) mediamente invariante, come indicato dalla

$$[33] \quad \Delta z^p_t(v) = N(0, \sigma^2_{zp})$$

e con una componente transitoria (q soprascritto) mediamente nulla, descritta dalla

$$[34] \quad z^q_t(v) = N(0, \sigma^2_{zq})$$

La domanda nei vari mercati v è sensibile sia a shocks reali, $R_t(v)$, sia a shocks monetari, oltre ad essere elastica al prezzo effettivo di v secondo il coefficiente ψ_v , diverso nei vari mercati v . Per quanto

⁷ Già precedentemente, tuttavia, taluni autori, come SARGENT and WALLACE, 1973 e B. FRIEDMAN, 1979 avevano individuato altri casi meno generali in cui le aspettative razionali sono, di fatto, adattive.

riguarda i fattori monetari, si distingue un elemento di trend (e il tasso noto di crescita di lungo periodo è $\bar{\delta}$) e un elemento di deviazione dal trend che a sua volta comprende una componente comune a tutti i mercati, M_t , distinta in permanente e mediamente invariante, e in transitoria mediamente nulla, e una componente specifica di ogni mercato v , $w_t(v)$, indicativa del fatto che un dato impulso monetario non influenza tutti i mercati con la stessa contemporanea intensità. È logico attendersi che la dispersione intersettoriale di quest'ultima componente sia tanto maggiore quanto superiore è il tasso di crescita dell'offerta di moneta, $\bar{\delta}$: tale aspetto è descritto dalla [42], mentre la [13] definisce la distribuzione statistica della $w_t(v)$ e le [35]-[41] illustrano le altre caratteristiche della domanda.

$$[35] \quad y_t(v) = \psi_v [R_t(v) + \bar{\delta} t + M_t + w_t(v) - p_t(v)]$$

$$[36] \quad R_t(v) = R^p_t(v) + R^q_t(v)$$

$$[37] \quad \Delta R^p_t(v) = N(0, \sigma^2_{Rp})$$

$$[38] \quad R^q_t(v) = N(0, \sigma^2_{Rq})$$

$$[39] \quad M_t = M^p_t + M^q_t$$

$$[40] \quad \Delta M^p_t = N(0, \sigma^2_{Mp})$$

$$[41] \quad M^q_t = N(0, \sigma^2_{Mq})$$

$$[42] \quad \sigma^2_w = \bar{\sigma}^2_w \bar{\delta}$$

Nell'equilibrio della domanda e dell'offerta si determina in ogni mercato v il prezzo $p_t(v)$

$$[43] \quad p_t(v) = \left(\bar{\delta} - \frac{\beta_v}{\psi_v} \right) t + R_t(v) + M_t + w_t(v) - \frac{z_t(v)}{\psi_v} - \frac{\gamma_v}{\psi_v} \{E[p_t(v)/I_{t-1}] - E(P_t/I_{t-1})\}$$

L'aspettativa razionale in $t-1$ di quale sarà in t il prezzo relativo del bene v è data da quella parte dell'attuale prezzo relativo che gli operatori suppongono essere permanente, date le informazioni di cui dispongono in $t-1$. Ne seguono, utilizzando la [43] e rispettivamente la [3], la

$$[44] \quad E [p_t(v)/I_{t-1}] = (1 - dv) [\bar{\delta} t + ER_{t-1}(v) + EM_{t-1}] - \frac{\beta_v t + Ez_{t-1}(v)}{\gamma_v + \psi_v} + dvE (P_t/I_{t-1})$$

e la

$$[45] \quad E(P_t/I_{t-1}) = \bar{\delta} t + EM_{t-1} + \sum_v \bar{w}_v(v) \psi_v ER_{t-1}(v) - \sum_v \bar{w}_v [\beta t + Ez_{t-1}(v)]$$

dove si sono usate le seguenti abbreviazioni

$$[46] \quad dv = \gamma_v / (\gamma_v + \psi_v)$$

$$[47] \quad \bar{d} = \sum_v dv u(v)$$

$$[48] \quad \bar{w}_v = u(v) / [(1 - \bar{d})(\psi_v + \gamma_v)]$$

con la

$$[49] \quad \sum_v \psi_v \bar{w}_v = 1.$$

Il prezzo e il prezzo relativo di v , così come le aspettative di tale prezzo e del livello generale dei prezzi dipendono, dunque, dalle aspettative razionali che gli operatori formulano al tempo $t-1$ sulle componenti permanenti degli elementi monetari e reali influenti sulla domanda e sull'offerta dei vari mercati v . Per esprimere queste aspettative in termini di variabili note, si ricorda un risultato, già ottenuto in Brunner, Cukierman and Meltzer, 1979, che peraltro risale a Muth, 1960: la previsione ottima, cioè razionale delle componenti permanenti di $R_{t-1}(v)$, $z_{t-1}(v)$, M_{t-1} è un ritardo distribuito da $-\infty$ a $t-1$ delle stesse variabili effettivamente verificatesi nel passato e al presente conosciute, con coefficienti di progressione $(1-\theta_R)$, $(1-\theta_z)$, $(1-\theta_M)$ che risultano essere funzioni monotone, note, delle varianze σ^2_{xp} , σ^2_{xq} , σ^2_w , σ^2_{zp} , σ^2_{zq} , σ^2_{Mp} , σ^2_{Mq} .

Combinando questo fatto con le equazioni [43], [44] e [45] e tenendo presenti le definizioni di livello generale dei prezzi [3], di tasso di inflazione generale [28] e relativo [29], si determinano in funzione di variabili note i prezzi $p_t(v)$ e le loro variazioni nel tempo, cioè i tassi di inflazione nei singoli mercati v e nell'aggregato generale.

Senza addentrarsi nei lunghi e laboriosi calcoli di Cukierman, 1979 b, si richiamano invece le conclusioni del suo lavoro, che sono più interessanti per il presente discorso. Il tasso di inflazione generale medio al tempo t è proporzionale al tasso di crescita della componente monetaria aggregata nota, $\bar{\delta}$, mentre la varianza del tasso di inflazione alla stessa epoca è correlata positivamente alla varianza delle componenti monetarie aggregate stocastiche σ^2_{Mp} , σ^2_{Mq} e di solito,⁸ anche alla varianza delle componenti stocastiche monetarie e reali specifiche σ^2_w , σ^2_{Rp} , σ^2_{Rq} , oltre che alla varianza delle componenti stocastiche produttive specifiche dell'offerta σ^2_{zp} , σ^2_{zq} .

In particolare, dato il legame indicato dalla [42], e data la richiamata connessione fra il saggio di crescita monetario $\bar{\delta}$ e il tasso medio di inflazione, si deduce che quest'ultimo è di solito correlato positivamente alla varianza del tasso di inflazione.

La varianza di ogni tasso di inflazione relativo è anch'essa, sotto ipotesi moderatamente restrittive⁹, correlata positivamente alla varianza delle componenti stocastiche reali σ^2_{Rp} , ecc., e monetarie specifiche, σ^2_w (non delle componenti monetarie aggregate σ^2_{Mp} , σ^2_{Mq} , il che preserva parzialmente in questo modello l'idea di neutralità della moneta).

Dalle tre proposizioni sopra enunciate segue quella più rilevante in questo contesto, che cioè la varianza del movimento dei prezzi relativi è positivamente correlata sia alla varianza del tasso di inflazione generale, sia al suo valor medio o previsto.

⁸ È condizione sufficiente per questo risultato che $u(v)$ e dv siano indipendenti o presentino una correlazione positiva.

⁹ È condizione sufficiente per questo risultato che θ_R sia minore di 0,8, $u(v)$ sia piccolo, dv sia significativamente diverso da 0 e che

$$\sum_{s \neq v} [u(s)]^2 \left(1 - \frac{(1-ds)(1-dv)}{1-\bar{d}} \right) > 0$$

3. La verifica empirica sui dati italiani

In sintesi i modelli sopra descritti prevedono tre tipi di connessione fra la dinamica del livello generale dei prezzi e quella dei prezzi relativi:

i) La varianza dei tassi di inflazione relativi è correlata positivamente alla varianza del tasso di inflazione generale (Cukierman and Wachtel, 1979);

ii) La varianza dei tassi di inflazione relativi è correlata positivamente al livello del tasso di inflazione non previsto (Parks, 1978);

iii) La varianza dei tassi di inflazione relativi è correlata positivamente al livello del tasso di inflazione atteso e ad altri elementi derivanti da shocks reali che rendono difficile prevedere correttamente il tasso di inflazione effettivo. In tal senso, volgarizzando l'ultimo modello considerato (Cukierman, 1979 b), si può affermare che la varianza dei tassi di inflazione relativi è correlata sia al livello del tasso di inflazione atteso sia al livello del tasso di inflazione imprevisto.

È possibile, con qualche semplificazione, mettere alla prova dei fatti queste tre conclusioni teoriche, ben sapendo che i dati possono solo indicare se queste correlazioni esistano e quale di esse sia maggiore; l'evidenza empirica può, quindi, solo invalidare i modelli, non confermarne la bontà e tanto meno la superiorità rispetto ad altri.

Prima di procedere a tale prova dei fatti attraverso l'esame della dinamica dei prezzi in Italia, è utile premettere alcune annotazioni metodologiche riguardo alle elaborazioni effettuate sulle serie storiche utilizzate. Innanzitutto si sono definite trenta¹⁰ categorie di beni

¹⁰ La disaggregazione in trenta categorie è maggiore di quella usata in molti altri lavori empirici su questi temi. Ad esempio, THEIL, 1967 considera 16 beni di consumo negli anni 1921-39 e 1948-64; PARKS, 1978 utilizza il deflatore implicito della spesa di 12 gruppi di beni nel periodo 1929-75; GLEJSER, 1965 analizza tra il 1953-59 la correlazione in 15 paesi (tra cui l'Italia) con 7 prezzi al consumo, ma distingue 40 prezzi in altri 4 paesi e 110 prezzi in altri 2. VINING and ELVERTOWSKY, 1976, invece, studiano il problema tra il 1948 e il 1974 con riguardo ai prezzi all'ingrosso di 102 beni. Le trenta voci qui esaminate sono: prodotti agricoli, prodotti delle industrie alimentari, filati, tessuti, vestiario, pelli, calzature, legno, mobilio, carta, pneumatici, prodotti siderurgici, metalli non ferrosi, macchine e apparecchiature non elettriche, macchine elettriche, automobili, altri mezzi di trasporto, carboni fossili, coke, petrolio greggio, benzina, altri prodotti petroliferi, materiali da costruzione, prodotti chimici di base, derivati dei chimici di base, chimici agricoli, materie plastiche e gomme sintetiche, chimico-farmaceutici, chimici per l'igiene, fibre chimiche.

il cui prezzo mensile nelle transazioni all'ingrosso viene rilevato dall'Istat continuativamente dal 1954 al 1976. Tali categorie ricalcano perfettamente quelle che l'Istat illustra, con dovizia di particolari, nella sua pubblicazione «Numeri indici dei prezzi», eccetto che in quattro casi in cui si è preferita una maggiore aggregazione (i prodotti agricoli formati dalle classi 1-4 dell'Istat, i prodotti delle industrie alimentari comprendenti la classe 5, i materiali da costruzione corrispondenti alla classe 9, le macchine e apparecchiature non elettriche assommanti le categorie 7.3, 7.4, 7.5 dell'Istat) ed eccetto che in un caso in cui la particolare importanza del settore (automobilistico) suggeriva lo scorporo dalla categoria aggregata mezzi di trasporto.

Le medie semestrali dal 1954 al 1976 dei prezzi all'ingrosso di queste trenta categorie, generosamente messe a disposizione dalla Banca d'Italia che le aveva già calcolate e rese omogenee in base 1970=100,¹¹ sono state utilizzate per definire i tassi di variazione semestre su semestre (per un totale di 45 semestri) delle trenta categorie di beni. Si è così addivenuti a misurare il tasso di inflazione mobile semestrale delle trenta categorie prescelte e, come media, utilizzando i coefficienti di ponderazione dei prezzi dell'Istat,¹² il tasso di inflazione generale. La cadenza semestrale è stata preferita alla annuale, più comune,¹³ sia per assicurare un alto numero di gradi di libertà, sia per la volontà di usare ai fini della verifica delle tesi ii) e iii) i dati italiani sulle aspettative, recentemente esposti in termini semestrali da I. Visco, 1976 e da Carosio e Visco, 1977.

La stima della varianza in ognuno dei 45 semestri del tasso di inflazione generale è stata conseguita usando un accorgimento pro-

¹¹ In questa fase del lavoro mi sono avvalsa della collaborazione della signorina Porciani e dei dottori Pierucci e Valcamonici, che desidero ringraziare.

¹² Applicando i coefficienti di ponderazione dei prezzi ai tassi di inflazione, per ottenere il tasso di inflazione generale, si commettono errori che il seguente ragionamento chiarisce: si supponga per brevità l'esistenza di solo due settori A e NA con prezzi (non logaritmici) $p(A)$ e $p(NA)$ e pesi $u(A)$, $u(NA)$. L'indice generale dei prezzi, come definito dall'Istat, è $P = u(A) p(A) + u(NA) p(NA)$, sicché il tasso generale di inflazione è

$$\frac{\dot{P}}{P} = u(A) \frac{\dot{p}(A)}{p(A)} + u(NA) \frac{\dot{p}(NA)}{p(NA)}$$

il quale differisce dalla media ponderata dei tassi di inflazione a meno che il rapporto tra i prezzi non sia unitario. Di fatto, nei ventitré anni considerati gli errori commessi con questa semplificazione sono risultati trascurabili.

¹³ È annuale la cadenza usata ad esempio da tutti gli Autori citati alla nota 10.

posto da Cukierman and Wachtel, 1979, cioè identificando per ogni semestre t la media del tasso dei cinque semestri centrati in t ($t-2$, $t-1$, t , $t+1$, $t+2$) e quindi calcolando la media semplice degli scarti al quadrato dei cinque tassi da tale media.

Per quanto concerne la varianza nei 45 semestri dei tassi di inflazione relativi, non si è tentato di stimare la varianza per ogni t di ciascuno dei movimenti dei prezzi relativi (come i modelli stocastici precedenti richiederebbero), ma si è supposto che in ogni semestre tale varianza fosse approssimabile con quella calcolabile fra settori. Quest'ultima è stata ottenuta considerando, per ogni semestre, la media ponderata degli scarti al quadrato dei tassi di inflazione delle trenta categorie di beni dal tasso di inflazione generale precedentemente calcolato, attribuendo gli stessi pesi usati per valutare quest'ultimo.

Altre misure di variabilità dei cambiamenti dei prezzi relativi sono state provate, non solo quella ovvia dello scarto quadratico medio come indicatore di dispersione, ma anche, ad esempio, lo scarto semplice medio assoluto che, sembra di poter evincere dall'analisi, è quello che fu usato nel 1948 dalla Banca d'Italia. A parte il fatto che non vi è modello teorico che induca a preferire questo o altro indice ai due sopra menzionati, pare che i risultati econometrici di cui si passa ora a discutere siano sostanzialmente invariati rispetto all'indice di variabilità usato.¹⁴

La stima per l'Italia delle tesi i), ii) e iii) innanzi ricordate si esprime, dunque, nelle tre seguenti relazioni econometriche:

$$[50] \quad \alpha = 0,01339 + 1,09211 \delta$$

(1,9) (5,4) $R^2=0,40; D.W.=2,26$

$$[51] \quad \alpha = 0,01784 + 1,13028 |DP - DP^e|$$

(3,8) (8,2) $R^2=0,59; D.W.=1,87$

¹⁴ Un discorso a parte merita il coefficiente di variazione, cioè il rapporto fra la dispersione e la media dei tassi di inflazione perché tale indicatore di variabilità, diversamente da tutti gli altri, si dimostra negli anni '50 e '60 superiore che negli anni '70. La ragione di questa difformità, come è chiarito più avanti nel testo, sta nel fatto che la dispersione del primo sottoperiodo, pur essendo relativamente alta, non è per nulla spiegata dal livello del tasso generale di inflazione che, infatti, in quegli anni è basso; la dispersione del secondo sottoperiodo, invece, leggermente più alta, è anche altamente correlata al tasso generale di inflazione.

$$[52] \quad \alpha = 0,00529 + 1,35345 |DP^e| + 0,43553 |DP^{un}|$$

(1,2) (5,2) (2,5) $R^2=0,75; D.W.=2,04$

dove si usano i simboli identificati nelle [5], [6] e [28], definendo DP^e e DP^{un} rispettivamente il tasso generale di inflazione atteso e inatteso. I coefficienti (con in parentesi il t di Student) presentano i segni previsti, la correlazione pare discreta e sembra divenire buona nella verifica del modello iii).

Il «fitting», che risulta più soddisfacente di quello ottenuto sui dati americani di Vining and Elvertowsky, 1976 e di Parks, 1978, migliora ulteriormente quando la dispersione dei mutamenti dei prezzi relativi è messa in relazione non al valor assoluto ma al quadrato delle variabili «indipendenti»,¹⁵ come illustrato dalle

$$[53] \quad \alpha = 0,02503 + 0,00111 \delta^2$$

(4,2) (5,2) $R^2=0,38; D.W.=2,32$

$$[54] \quad \alpha = 0,02621 + 0,00104 (DP - DP^e)^2$$

(7,5) (11,1) $R^2=0,73; D.W.=1,39$

$$[55] \quad \alpha = 0,02308 + 0,00167 (DP^e)^2 + 0,00029 (DP^{un})^2$$

(11,2) (9,2) (2,9) $R^2=0,91; D.W.=1,57.$

Già questo fatto induce a pensare che la correlazione fra la dispersione dei tassi di inflazione relativi e i diversi indicatori proposti della dinamica del livello generale dei prezzi sia tanto maggiore quanto più forte è questa dinamica. L'ipotesi viene nel seguito confermata ed anzi si rafforza fino a tradursi nell'ipotesi opposta che non vi è correlazione alcuna quando la variabilità o il livello atteso e non atteso del tasso generale di inflazione sono moderati.

Infatti, spezzando il periodo 1954-1976 in due sottoperiodi, il

¹⁵ Bisogna usare grande cautela nel chiamare indipendenti le variabili alla destra del segno di eguaglianza delle equazioni di regressione perché queste sono forme ridotte che indicano soltanto la correlazione fra la dinamica dei prezzi relativi e quella del livello generale dei prezzi, non la dipendenza della prima dalla seconda. Vi sono sia ragioni per credere che gli impulsi agiscano nei due sensi, sia motivi, illustrati nei precedenti modelli, per ritenere che entrambe le dinamiche siano indotte da impulsi provenienti da altre variabili.

primo — fino al secondo semestre '68 — di modesta crescita dei prezzi intercalata da qualche intervallo di deflazione, il secondo periodo — con inizio al '69 — di ininterrotta e forte dinamica dei prezzi, si vede che nel primo sottoperiodo la correlazione si annulla in tutte e tre le regressioni e solo la costante ovvero la parte della variabilità dei tassi di inflazione relativi «non spiegata» dalla dinamica del livello generale dei prezzi rimane significativa. Nel secondo sottoperiodo, invece, tale correlazione resta significativa, ma diviene nei modelli i) e ii) minore di quella concernente l'intero arco '54-'76. Anche da questo punto di vista, il modello di Cukierman, 1979 b risulta il più conforme ai dati italiani, come la

$$[56] \text{ (Periodo 6901-7602)} \\ \alpha = 0,02786 + 0,00168(DP^+)^2 + 0,00028(DP^{un})^2 \\ (4,9) \quad (6,1) \quad (1,7) \quad R^2=0,91; D.W.=1,60$$

circoscritta all'ultimo ottennio, confrontata colla [55], pienamente evidenza.

Forse proprio perché la dispersione dei tassi di inflazione relativi è sensibile alla dinamica del livello generale dei prezzi solo quando questa è notevole, i dati italiani relativi al periodo '54-'76 non indicano, diversamente da quelli relativi al 1947, alcuna tendenza alla diminuzione di tale dispersione quando il livello generale dei prezzi scende: infatti, semplificando l'impostazione iii), cioè vincolando i coefficienti del livello atteso e non atteso di inflazione ad essere eguali, per rendere il modello stesso omogeneo con quello implicitamente usato dalla Banca d'Italia, si nota che la correlazione fra la dispersione dei tassi di inflazione relativi e il livello del tasso di inflazione è buona, come la

$$[57] \alpha = 0,01554 + 0,75434|DP| \\ (3,9) \quad (10,8) \quad R^2=0,72; D.W.=1,99$$

o la

$$[58] \alpha = 0,02574 + 0,00039(DP)^2 \\ (11,1) \quad (18,1) \quad R^2=0,88; D.W.=1,41$$

confermano, ma non è in alcun modo spiegata dalle fasi di riduzione del livello generale dei prezzi. La

$$[59] \alpha = 0,01620 + 0,75088|DP^+| + 0,40168|DP^-| \\ (3,8) \quad (10,7) \quad (0,6) \quad R^2=0,72; D.W.=1,97$$

o la

$$[60] \alpha = 0,02605 + 0,00039(DP^+)^2 - 0,00071(DP^-)^2 \\ (10,8) \quad (17,9) \quad (-0,6) \quad R^2=0,88; D.W.=1,38$$

lo mettono in luce: isolando i tassi di inflazione (DP+) da quelli di deflazione (DP-), si vede, infatti, che il coefficiente di regressione del valore assoluto o quadrato dei tassi di inflazione negativi non è, con riguardo al t di Student, significativamente diverso da 0, mentre gli R² della [59] e della [60] sono identici a quelli della [57] e della [58].

Se va ricordato che tra il '54 e il '76 si sono verificati solo 10 semestri di deflazione con un tasso assoluto massimo del |-2,44%, a fronte di tassi semestrali di inflazione che hanno toccato il 24,91% fra il '73 e il '74, va tuttavia aggiunta, almeno in forma dubitativa, la possibilità che sussista una certa asimmetria nella correlazione della dispersione dei tassi di inflazione relativi col livello positivo e rispettivamente negativo del tasso di inflazione generale.

Concentrando, infatti, il campo di osservazione al periodo 1954-1972 in cui gli stessi tassi semestrali di crescita dei prezzi si mantennero bassi, con una sola punta del 4,65%, e limitandoci, per semplicità, a considerare questa variante per la sola equazione [59], si constata con la

$$[61] \text{ (Periodo 5402-7202)} \\ \alpha = 0,02223 + 0,35798|DP^+| + 0,03137|DP^-| \\ (10,1) \quad (2,8) \quad (0,1) \quad R^2=0,14; D.W.=1,85$$

che il coefficiente di regressione dei tassi di inflazione positivi è nettamente superiore a quello dei tassi di inflazione negativi, di fatto non significativamente diverso da 0. Si verificherebbe, dunque, una asimmetria del tipo di quella illustrata, in un contesto diverso, da Sylos Labini, 1979.

4. Conclusioni

In definitiva, i dati italiani dell'ultimo ventennio indicano che la dinamica dei prezzi relativi e quella del livello generale dei prezzi non

sono indipendenti nell'arco temporale considerato, ma manifestano forti correlazioni solo nei periodi di intense, talora drammatiche, spinte inflazionistiche.

Il test empirico sull'Italia pare convalidare, fra i modelli di «inflazione da aspettative» esaminati, soprattutto quello di Cukierman, 1979 b, secondo cui la dispersione dei tassi di inflazione relativi è tanto maggiore quanto più alto è il livello sia atteso che imprevisto del tasso generale di inflazione. Globalmente, la realtà italiana degli anni '70 non sembra contraddire le varie versioni moderne stocastiche dell'equilibrio degli scambi multisetoriali che, forse non a caso «nate» nel 1973, prevedono teoricamente quelle correlazioni sulla base dell'incapacità degli operatori di distinguere fra movimenti dei prezzi relativi e del livello generale dei prezzi o fra variazioni permanenti e temporanee della domanda e dell'offerta.

Sostenere che i dati italiani non inficiano tali analisi neoclassiche è tutt'altra cosa che affermare che essi le verificano. Nel concludere questa nota, è opportuno, anzi, ricordare quegli elementi fattuali che invalidano alcune premesse fondamentali dei modelli teorici sopra menzionati.

Per quanto concerne gli aspetti più tecnici, basti evidenziare che nel nostro Paese non è suffragabile l'ipotesi di normalità della distribuzione dei prezzi e dei tassi di inflazione: il grado e la mutevolezza della «obliquità» della loro distribuzione statistica¹⁶ inducono a pensare che non vi è nemmeno simmetria, verificandosi, soprattutto nei periodi di crescita del tasso di inflazione generale, una tendenza alla «obliquità» sinistra («skewness» > 0), che lascia la maggioranza degli operatori nella indesiderata situazione di presentare un tasso di inflazione inferiore al medio.

I limiti di carattere più economico di cui soffrono le ipotesi dei moderni modelli neoclassici sono ben noti perché sono gli stessi che affliggono i tradizionali modelli. Fra i più gravi, nel contesto dell'analisi dei cambiamenti dei prezzi relativi, vi è sicuramente la mancata considerazione delle caratteristiche tecnologiche differenziali e del diverso grado di concorrenzialità dei vari mercati in un sistema di interdipendenze settoriali interne e internazionali.

¹⁶ La «skewness», o rapporto fra la media ponderata degli scarti dalla media al cubo e la dispersione al cubo, è compresa fra + e -0,50 soltanto in 10 dei 45 semestri considerati, sicché la distribuzione non può, in generale, dirsi simmetrica; la distribuzione non è neppure stabile, dato il frequente cambiamento di segno della «skewness» che è negativa in 18 semestri, ma diviene positiva nella maggioranza dei casi, soprattutto quando il tasso di inflazione cresce.

Molti lavori italiani e stranieri¹⁷ chiariscono come variazioni della produttività, dei costi e della domanda si trasferiscano sui prezzi in modo ineguale nei settori concorrenziali e in quelli oligopolistici, aperti o chiusi alla concorrenza internazionale, stagnanti o trainanti e come queste differenze tendano a moltiplicarsi o ad appiattirsi nella circolazione delle merci che divengono mezzi di produzione. Sarebbe difficile, tuttavia, identificare in questa letteratura un modello teorico di equilibrio (o squilibrio) generale intersettoriale con mercati non perfettamente concorrenziali, da porre a successiva verifica empirica.

L'analisi empirica dei movimenti dei prezzi relativi nei vari settori, distinti per le caratteristiche tecnologiche e per il diverso grado di concorrenzialità interna e internazionale, mantiene, però, una sua validità autonoma: la disaggregazione nelle trenta categorie di mercati, operata nel testo, è stata, appunto, attuata in quest'ottica, per fornire la base a future elaborazioni.

FIGURELLA PADOA SCHIOPPA

¹⁷ Nella enorme bibliografia, bisogna ricordare almeno, fra i principali fondamenti teorici, i saggi di M. KALECKY, 1971 e di P. SYLOS LABINI, 1967 e fra i più interessanti studi empirici, quelli italiani già citati alla nota 1 oltre a SYLOS LABINI, 1957 e 1979 e a CIOCCA e PIERELLI, 1975 e quelli stranieri dal classico articolo di ECKSTEIN and FROMM, 1968 fino ai lavori della conferenza *The Econometrics of Price Determination*, 1972 e ai più recenti GODLEY and NORDHAUS, 1972 e COUTTS, GODLEY and NORDHAUS, 1978.

BIBLIOGRAFIA

- BANCA d'ITALIA, *Adunanza generale ordinaria dei partecipanti*, anni 1947, 1948, Roma, Tipografia della Banca d'Italia, 1948 e 1949.
- M.J. BAILEY, «The Welfare Cost of Inflationary Finance», *Journal of Political Economy*, April 1956.
- R.J. BARRO, «Inflationary Finance and the Welfare Cost of Inflation», *Journal of Political Economy*, September-October 1972.
- R.J. BARRO, «Rational Expectations and the Role of Monetary Policy», *Journal of Monetary Economics*, January 1976.
- M.I. BLEJER, «Inflation Variability in Latin America - A Note on the Time-Series Evidence», Unpublished, Boston University, November 1978.
- M. BRONFENBRENNER and F. HOLZMAN, «A Survey of Inflation Theory», *American Economic Review*, September 1963.
- K. BRUNNER, A. CUKIERMAN and A. MELTZER «Stagflation, Macroeconomics and the Permanence of Economic Shocks», Unpublished, February 1979.
- G. CAROSIO e I. VISCO, «Nota sulla costruzione di un tasso di interesse reale», *Bollettino della Banca d'Italia*, Ottobre-Dicembre 1977.
- P. CIOCCA e F. PIERELLI, «Caratteri strutturali dell'inflazione (1968-'75)», *Contributi alla ricerca economica* del Servizio Studi della Banca d'Italia, Dicembre 1975.
- R. CONVENEVOLE, *Processo inflazionistico e redistribuzione del reddito*, Torino, Einaudi, 1977.
- K. COUTTS, W. GODLEY and W. NORDHAUS, *Industrial Pricing in the British Manufacturing Industry*, Cambridge University Press, Dept. of Applied Economics, 1978.
- A. CUKIERMAN, «The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level: A Suggested Interpretation», *American Economic Review*, June 1979 a.
- A. CUKIERMAN, «Relative Price Variability, Inflation and the Allocative Efficiency of the Price System», Manuscript, 1979 b.
- A. CUKIERMAN and P. WACHTEL, «Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation: Some Theory and Evidence», *American Economic Review*, September 1979.
- M. D'ANTONIO, «Sviluppo diseguale ed inflazione nell'economia italiana, 1959-1969», in questa *Rivista*, n. 103, 1973.
- O. ECKSTEIN (ed.), *The Econometrics of Price Determination*, Washington D.C., Dept. of Commerce, June 1972.
- O. ECKSTEIN and G. FROMM, «The Price Equation», *American Economic Review*, December 1968.
- M. FELDSTEIN, «The Welfare Cost of Permanent Inflation and Optimal Short Run Economic Policy», Unpublished, National Bureau of Economic Research, 1977.
- S. FISCHER and F. MODIGLIANI, «Towards and Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation», *Weltwirtschaftliches Archiv*, Heft 4, 1978.
- E. FOSTER, «The Variability of Inflation», *Review of Economics and Statistics*, August 1978.
- B.M. FRIEDMAN, «Optimal Expectations and the Extreme Information Assumptions of 'Rational Expectations' Macromodels», *Journal of Monetary Economics*, January 1979.
- P. FROCHEN et G. MAAREK, «Inflation et déformation des prix relatifs», *Cahiers économiques et monétaires* de la Banque de France, 1978.
- H. GLEISER, «Inflation Productivity and Relative Prices: A Statistical Study», *Review of Economics and Statistics*, February 1965.
- W. GODLEY and W. NORDHAUS, «Pricing in the Trade Cycle», *Economic Journal*, September 1972.
- R.J. GORDON, «Steady Anticipated Inflation: Mirage or Oasis?», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1971.
- F.A. GRAYBILL, *An Introduction to Linear Statistical Models*, New York, McGraw-Hill, 1961.

- ISTAT, «Numeri indici dei prezzi, 1953=100; 1966=100; 1970=100», *Metodi e Norme*, Serie A, n. 2, ottobre 1957; n. 7, ottobre 1967; n. 14, giugno 1976.
- L. IZZO, «I ritardi distribuiti», manoscritto, 1975.
- D. JAFFEE and E. KLEIMAN, «The Welfare Implications of Uneven Inflation», in E. Lundberg (ed.), *Inflation Theory and Anti-Inflation Policy*, London, Macmillan, 1977.
- M. KALECKY, *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy*, New York, Cambridge University Press, 1971.
- D. LAIDLER and M. PARKIN, «Inflation: A Survey», *Economic Journal*, December 1975.
- D.E. LOGUE and T.D. WILLET, «A Note on the Relation Between the Rate and the Variability of Inflation», *Economica*, May 1976.
- R.E. LUCAS, «Some International Evidence on Output Inflation Tradeoffs», *American Economic Review*, June 1973.
- J.F. MUTH, «Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts», *Journal of the American Statistical Association*, June 1960.
- J.F. MUTH, «Rational Expectations and the Theory of Price Movements», *Econometrica*, July 1961.
- OECD, Working Party 4 of the Economic Policy Committee, «Inflation, Instability and Dispersion», Unpublished, April 1979.
- A.M. OKUN, «The Mirage of Steady Anticipated Inflation», *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1971.
- R.W. PARKS, «Inflation and Relative Price Variability», *Journal of Political Economy*, February 1978.
- D. PATINKIN, *Money, Interest and Prices*, New York, Harper and Row, 1965.
- T. SARGENT and N. WALLACE, «Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation», *International Economic Review*, June 1973.
- L. SPAVENTA, «Effetti distributivi del processo inflazionistico in Italia nel decennio 1953-1962», in questa *Rivista*, n. 64, 1963.
- P. SYLOS LABINI, *Oligopolio e progresso tecnico*, Torino, Einaudi, 1967.
- P. SYLOS LABINI, «Prezzi relativi e programmi di sviluppo», *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, Maggio-Giugno 1957.
- P. SYLOS LABINI, «Prices and Income Distribution in Manufacturing Industry», *The Journal of Post-Keynesian Economics*, June 1979.
- M. THEIL, *Economics and Information Theory*, Chicago, Rand McNally, 1967.
- D.R. VINING and T.C. ELWERTOWSKI, «The Relationship Between Relative Prices and the General Price Level», *American Economic Review*, September 1976.
- I. VISCO, «Misura ed analisi delle aspettative inflazionistiche: l'esperienza italiana», *Contributi alla ricerca economica* del Servizio Studi della Banca d'Italia, Dicembre 1976.