

BANCA D'ITALIA

## Temi di discussione

del Servizio Studi

**Un modello *price-gap* per l'economia italiana:  
specificazione e valutazioni critiche**

di Massimo Caruso



**Numero 217 - Gennaio 1994**



BANCA D'ITALIA

## **Temi di discussione**

del Servizio Studi

**Un modello *price-gap* per l'economia italiana:  
specificazione e valutazioni critiche**

di Massimo Caruso

**Numero 217 - Gennaio 1994**

*La serie "Temi di discussione" intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all'interno della Banca d'Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l'Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.*

*I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell'Istituto.*

COMITATO DI REDAZIONE: *GIORGIO GOMEL, EUGENIO GAIOTTI, CURZIO GIANNINI, LUIGI GUIZO;  
SILIA MIGLIARUCCI (segretaria).*

**UN MODELLO PRICE-GAP PER L'ECONOMIA ITALIANA:  
SPECIFICAZIONE E VALUTAZIONI CRITICHE**

di Massimo Caruso (\*)

**Sommario**

Il lavoro applica la metodologia econometrica recentemente introdotta da J. Hallman, R. Porter e D. Small della Riserva federale statunitense ai dati sull'inflazione in Italia nel periodo 1961-1991. La specificazione price-gap (o P-star) richiede che le variazioni del tasso di inflazione siano positivamente connesse al divario tra il reddito reale effettivo e quello potenziale, e negativamente alla differenza tra la velocità rispetto al reddito di M2 e il suo valore di lungo periodo, con i due coefficienti uguali in modulo. Il modello viene adattato a un'economia esposta a shocks temporanei sui livelli dei prezzi e si esaminano le implicazioni della differente variabilità del processo inflazionistico nei tre decenni considerati. I risultati ottenuti sono sostanzialmente favorevoli; si rileva tuttavia che la capacità esplicativa, soddisfacente negli anni settanta e nei primi anni ottanta, si riduce notevolmente nel periodo antecedente la fluttuazione attuale, in concomitanza con un tasso di cambio vieppiù vincolato agli Accordi europei.

**Indice**

1. Introduzione .....	p. 5
2. La specificazione <u>P-star</u> .....	p. 6
3. Alcune note di cautela .....	p. 8
4. Velocità di circolazione della moneta, ciclo economico e prezzi: tre decenni di dati .....	p. 10
5. Risultanze empiriche sul meccanismo di aggiustamento graduale dei prezzi in Italia .....	p. 19
6. Variabilità dell'inflazione e stimatori ARCH .....	p. 27
7. Conclusioni .....	p. 32
Riferimenti bibliografici .....	p. 35

(\*) Banca d'Italia, Sede di Roma, Nucleo per la Ricerca economica.



## 1. Introduzione<sup>1</sup>

La letteratura economica è stata recentemente arricchita da un contributo che associa i progressi compiuti dalla metodologia econometrica nella specificazione dinamica delle serie temporali al più tradizionale approccio monetarista incentrato sul legame, non solo di lungo periodo, tra moneta e prezzi. L'indicatore P-star elaborato da J. Hallman, R. Porter e D. Small della Riserva Federale statunitense e impiegato con successo dagli autori in un modello previsivo dell'inflazione rappresenta infatti un moderno esempio di meccanismo di aggiustamento parziale che integra l'equilibrio statico dell'equazione quantitativa con la dinamica del livello dei prezzi.

Questo studio si propone di applicare tale specificazione al caso italiano; un compito in parte ambizioso, poiché il modello poggia su alcuni postulati empirici, tra cui l'esistenza di una stabile funzione di velocità di lungo periodo, ancora controversi e non necessariamente verificati nel nostro paese. L'approccio seguito è quindi quello, più limitato, di replicare la metodologia statunitense adattandola alle caratteristiche della nostra realtà economica. La ricerca di specificazione è stata descritta dettagliatamente, anche al fine di fornire un punto d'avvio per le ricerche future.

Il lavoro è organizzato come segue: il secondo paragrafo descrive brevemente il modello e le sue implicazioni di lungo periodo, introducendone una variante in grado di tener conto di impulsi che hanno effetto a frequenze più elevate, mentre il terzo ne segnala le limitazioni. Nel quarto paragrafo viene esaminato l'andamento delle serie storiche nei tre decenni considerati (1961-91), si costruisce l'indicatore P-star e se ne descrive l'evoluzione. Il paragrafo seguente riporta la verifica empirica delle restrizioni sui coefficienti, rileva la capacità informativa dell'indicatore e vaglia alcune specificazioni alternative. Il sesto paragrafo integra le risultanze empiriche considerando esplicitamente la differente variabilità dell'inflazione nel periodo mediante stime ARCH, mentre l'ultimo offre alcune valutazioni conclusive.

---

<sup>1</sup> Desidero ringraziare L. Pompili, G. Schlitzer, P. Sestito e soprattutto un anonimo referee per gli utili commenti ricevuti su una versione preliminare del lavoro, nonché A. Borsari per i cortesi suggerimenti sull'uso del software grafico. La ricerca riflette esclusivamente le opinioni dell'autore e non impegna la responsabilità dell'Istituto di appartenenza.

## 2. La specificazione P-star

Hallman-Porter-Small (1991, di seguito HPS) modificano la nota identità quantitativa  $PQ=MV$  (dove  $P$  è il livello del deflatore del Pil,  $Q$  il reddito reale,  $M$  l'aggregato monetario  $M2$ ,  $V$  la sua velocità rispetto al reddito nominale) come:

$$1) p^*_t = m_t + v^*_t - q^*_t \quad \text{in logaritmi}$$

P-star ( $p^*$ ) è quindi identicamente uguale al livello dei prezzi compatibile con la quantità (nominale) effettiva, o corrente, di moneta  $m_t$ , in una relazione quantitativa ove la velocità assuma il suo valore di lungo periodo  $v^*$  e il reddito reale sia pari al potenziale  $q^*$ . Poiché la formulazione "tradizionale" assume  $p_t = m_t + v_t - q_t$ , si ha:

$$2) p_t - p^*_t = - (q_t - q^*_t) + (v_t - v^*_t) \quad \text{per ogni } t$$

Se le deviazioni dell'output dal potenziale e quelle della velocità dai suoi valori di equilibrio sono stazionarie, lo è anche una loro combinazione lineare ( $p - p^*$ ). Tale quantità rappresenta il price-gap, ovvero il differenziale di breve periodo del livello dei prezzi dai valori di equilibrio coerenti con le correnti condizioni monetarie. Il modello è utilizzabile per finalità previsive, poiché introduce una variabile predeterminata, se si ipotizza un meccanismo di aggiustamento graduale per cui il tasso di inflazione  $\pi$  è "attratto" dal valore di lungo periodo  $p^*$  e vi riporta il livello dei prezzi<sup>2</sup>:

$$3) \pi_t = -a(p - p^*)_{t-1} + b\pi_{t-1}$$

Ciò implica, per sostituzione:

$$4) \pi_t = a(q - q^*)_{t-1} - a(v - v^*)_{t-1} + b\pi_{t-1}$$

I coefficienti sui valori ritardati dell'output-gap e del velocity-gap sono uguali e di segno opposto. L'inflazione aumenta se la fase ciclica è espansiva rispetto alla crescita "secolare" e la velocità di circolazione è minore (la quantità di moneta maggiore) del suo valore di lungo periodo. Se la restrizione sui coefficienti viene

---

<sup>2</sup> HPS giustificano tale regola ad hoc di aggiustamento dinamico sulla base di alcune considerazioni teoriche svolte da McCallum (1980) e Mussa (1981) per modelli economici con aspettative razionali; l'idea di fondo è che l'inflazione risponda al divario tra il livello dei prezzi e il suo valore di equilibrio anche in seguito al conforme orientamento delle attese di prezzo degli agenti economici.

confermata empiricamente, si è in grado di sintetizzare gli effetti della moneta e della congiuntura sul tasso di crescita dei prezzi con un unico indicatore di "pressione inflazionistica"<sup>3</sup>.

Una possibile osservazione è la seguente: uno studio ormai classico di Milton Friedman (1959) ha introdotto nella letteratura una funzione di domanda di moneta omogenea al livello permanente del reddito reale  $Q^P$  e al livello permanente dei prezzi  $P^P$ . In questo caso, uno shock (ad es. petrolifero) transitorio  $P^T$  aumenta la velocità osservata della moneta (per comodità espositiva, nelle due relazioni seguenti si è utilizzata l'identità quantitativa senza passare ai logaritmi):

$$5) V = V_{oss} = \frac{(P^T P^P) (Q^T Q^P)}{(M^T M^P)} = \frac{P^T Q^T}{M^T} \cdot \frac{P^P Q^P}{M^P} = \frac{P^T Q^T}{M^T} \cdot V^*$$

In generale, si può supporre che il termine  $V^*$  segua un andamento costante o di trend. Una tendenza verso un moderato aumento della velocità può riflettere, ad esempio, la graduale introduzione di miglioramenti tecnologici nel sistema dei pagamenti. Quindi, nel breve periodo:

$$6) \frac{P}{P^*} = \frac{V}{V^*} \cdot \frac{Q^*}{Q} = \frac{P^T P^P Q^T Q^P}{M^T M^P} \cdot \frac{M^P}{P^P Q^P} \cdot \frac{Q^P}{Q^P Q^T} = \frac{P^T}{M^T}$$

In questa interpretazione "di limite" il price-gap è pari al rapporto tra shocks temporanei sui prezzi e sulla moneta (ovvero alla loro differenza logaritmica). E' quindi

<sup>3</sup> La specificazione P-star, oltre che per l'economia statunitense, è stata testata con risultati sostanzialmente favorevoli anche su dati giapponesi (Rasche, 1991) e coreani (Corker e Haas, 1991). Per quanto riguarda l'Italia vi è, a conoscenza di chi scrive, un unico lavoro che abbia considerato l'argomento: l'ampia rassegna empirica di G. Grande e R. Rinaldi (1993), che analizza il ruolo della politica monetaria in un contesto di cambio fluttuante. Nel loro saggio si considera la stabilità recente della domanda di moneta e delle variabili creditizie, si costruisce un aggregato monetario currency equivalent e se ne valuta l'utilità informativa, si rileva che la struttura dei tassi di interesse è utilizzabile, anche per il nostro paese, al fine di prevedere l'andamento futuro dell'inflazione. Inoltre, vengono effettuate alcune stime della specificazione P-star per il periodo 1982-92, che non sono però apparse in linea con le implicazioni del modello.

plausibile che le stime dei meccanismi di aggiustamento parziale  $(P-P^*)_{t-1}$  o  $(V-V^*)_{t-1}$  e  $(Q-Q^*)_{t-1}$  siano influenzate dagli shocks sui prezzi e dai saldi monetari transitori; questi ultimi funzione di variabili omesse (quali i tassi di interesse) che hanno un ruolo nell'equazione di domanda di moneta usata per determinare V-star.

L'introduzione degli impulsi transitori sui prezzi nell'equazione di determinazione delle variazioni del tasso di inflazione, nonché del costo-opportunità della moneta nella funzione di velocità può quindi consentire un più efficace banco di prova del potere esplicativo della specificazione HPS. Occorre infatti valutare in modo esplicito gli effetti della contemporanea presenza di variabili esplicative di lungo periodo che si muovono con maggiore lentezza e di disturbi di breve periodo che hanno effetto a frequenze più elevate.

### 3. Alcune note di cautela

Come risulterà già chiaro al lettore, la specificazione introdotta nel paragrafo precedente si basa su alcune ipotesi fortemente restrittive; è bene porle in rilievo, prima di passare all'esercizio empirico.

Nei tre decenni (1961-91) e per le variabili considerate in questo studio, vi sono stati perlomeno due fondamentali breaks strutturali<sup>4</sup>; una loro discussione consente di evidenziare meglio i limiti della metodologia:

a) nei primi anni ottanta si è verificato un mutamento nella relazione tra crescita della moneta e del reddito nominale, che ha portato a una maggiore stabilità della velocità di circolazione (dell'aggregato M2);

b) dopo circa sei anni di fluttuazione della lira, dal 1979 l'Italia ha fatto parte degli Accordi di Cambio nell'ambito dello SME; tra gennaio 1991 e settembre 1992, la lira è entrata nella banda stretta di oscillazione; come noto, in presenza di un vincolo sul cambio la Banca centrale non controlla la quantità di moneta, ma solo la sua composizione.

---

<sup>4</sup> Più di recente, inoltre, l'accordo del 31 luglio 1992 sulla politica dei redditi e il costo del lavoro ha certamente influito sul grado di persistenza del processo inflazionistico; la lira nell'ultima parte del 1992 ha registrato una forte svalutazione; entrambi gli accadimenti sono però intervenuti fuori campione.

Il primo punto implica che, differentemente dal caso statunitense, per il quale la velocità appare sostanzialmente stabile dal dopoguerra, il modello non può poggiare sulla costanza di  $V_2$ . Per l'Italia si è quindi ricorso a una specificazione della velocità di lungo periodo (analogamente a quanto fatto da HPS per gli Stati Uniti negli anni 1870-1988). Quest'ultima costituisce una quantità non osservabile; lo scarto con la velocità effettiva è un residuo di stima. L'utilizzo di una regressione ausiliaria al fine di ottenere una misura del velocity-gap non altrimenti osservabile non è peraltro equivalente a una specificazione che possa avvalersi di una velocità costante: nel primo caso, l'inferenza ottenuta nell'equazione di previsione dell'inflazione è infatti condizionale a dei regressori generati. L'esercizio empirico qui svolto non sarebbe quindi valido ove la velocità di lungo periodo costituisse non solo una variabile non osservabile, ma un concetto privo di rilevanza empirica (se  $V_2$  fosse intrinsecamente instabile o addirittura, come osservavano Gould e Nelson nel 1974 per il caso statunitense, una passeggiata aleatoria).

Il secondo punto è ancor più specifico all'esperienza italiana, e riguarda l'evoluzione del regime del cambio dagli anni sessanta a oggi. In presenza di cambi fissi, se le variazioni delle riserve non sono sterilizzate, gli squilibri di bilancia dei pagamenti si ripercuotono sulla quantità di moneta. Si consideri un aumento, ceteris paribus, dell'output dai suoi ritmi di crescita "secolari": si genera sia un disavanzo commerciale connesso alle maggiori importazioni, sia un surplus di parte corrente legato ai più elevati tassi d'interesse interni e ai conseguenti afflussi di capitali. Se si ipotizza che il primo effetto sia più ingente (o che esistano vincoli al movimento dei fattori produttivi) si determina un deflusso netto di moneta. La velocità di circolazione è maggiore di quella di lungo periodo, anche perché - a fronte della "rarefazione" della moneta - l'effetto reddito può averne invece aumentato la domanda; l'endogeneità della crescita monetaria in regime di cambi fissi tende a far elidere algebricamente i divari (così come sintetizzati dall'indicatore della pressione inflazionistica) del reddito

e della velocità dai valori di equilibrio<sup>5</sup>.

Se le consistenze monetarie sono endogene, viene dunque violato un assunto fondamentale del modello. Tuttavia, in un recente lavoro empirico sull'argomento, Angeloni e Prati (1993, pag. 44) concludono che "l'adozione della banda stretta e la rimozione dei controlli valutari hanno drasticamente ridotto lo spazio per una politica monetaria indipendente" nel periodo 1991-92, ma non precedentemente. Nel periodo di vigenza della banda ampia di fluttuazione, si può quindi ragionevolmente asserire che l'Autorità monetaria sia stata in grado di controllare la quantità di moneta (o perlomeno di rivolgerla verso gli obiettivi interni).

In ogni caso, il fine del presente lavoro è essenzialmente il computo di un indicatore potenzialmente utilizzabile a fini previsivi; non si presta a risolvere un dibattito plurisecolare sui nessi tra moneta e prezzi. Inoltre, come si è accennato, il meccanismo di aggiustamento dinamico introdotto da HPS è decisamente ad hoc; la sua giustificazione in termini di razionalità delle aspettative è eccepibile, in particolare nel caso italiano (per il quale i test di razionalità hanno generalmente fornito risultati negativi).

#### **4. Velocità di circolazione della moneta, ciclo economico e prezzi: tre decenni di dati**

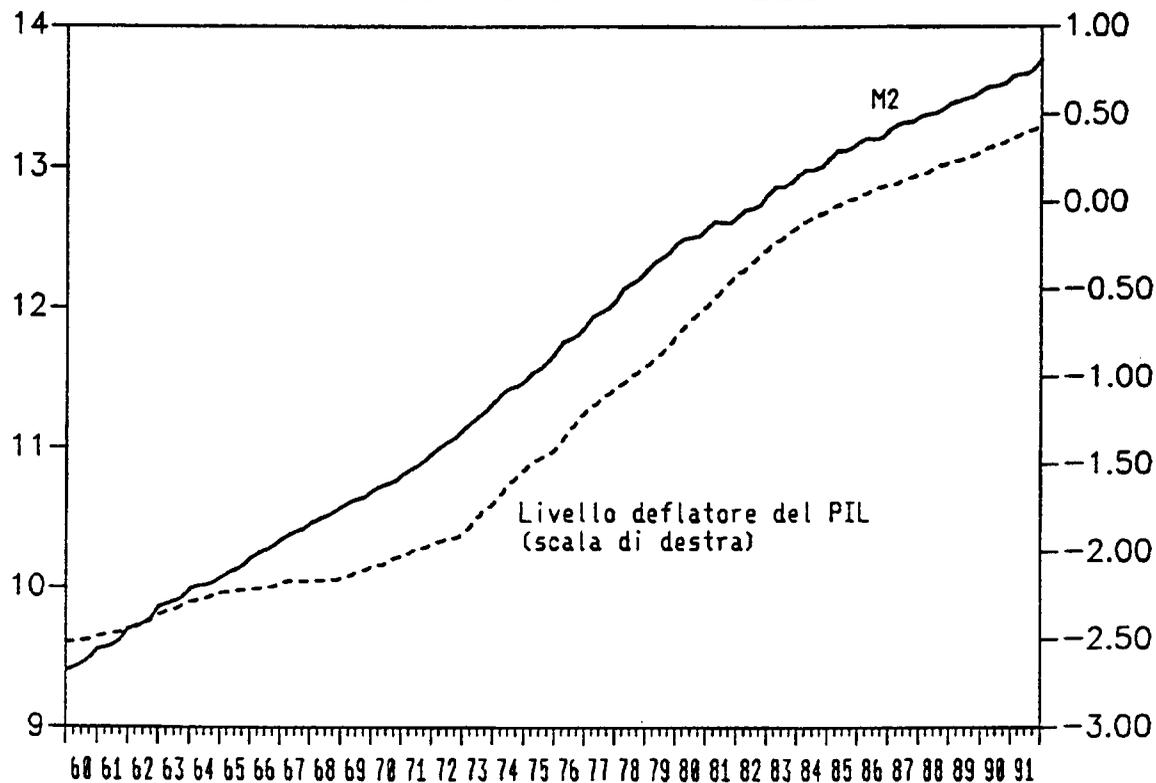
La figura 1 pone a raffronto la crescita in Italia del livello dei prezzi, misurato con il deflatore del Pil, e quella della quantità di moneta M2 nel periodo 1960-1991. Il trascorso anno è stato escluso poiché a far data dal 1992 gli aggregati monetari sono stati ridefiniti; si è quindi utilizzata la pregressa definizione di M2, mentre l'applicazione del modello al nuovo aggregato, che manifesta

---

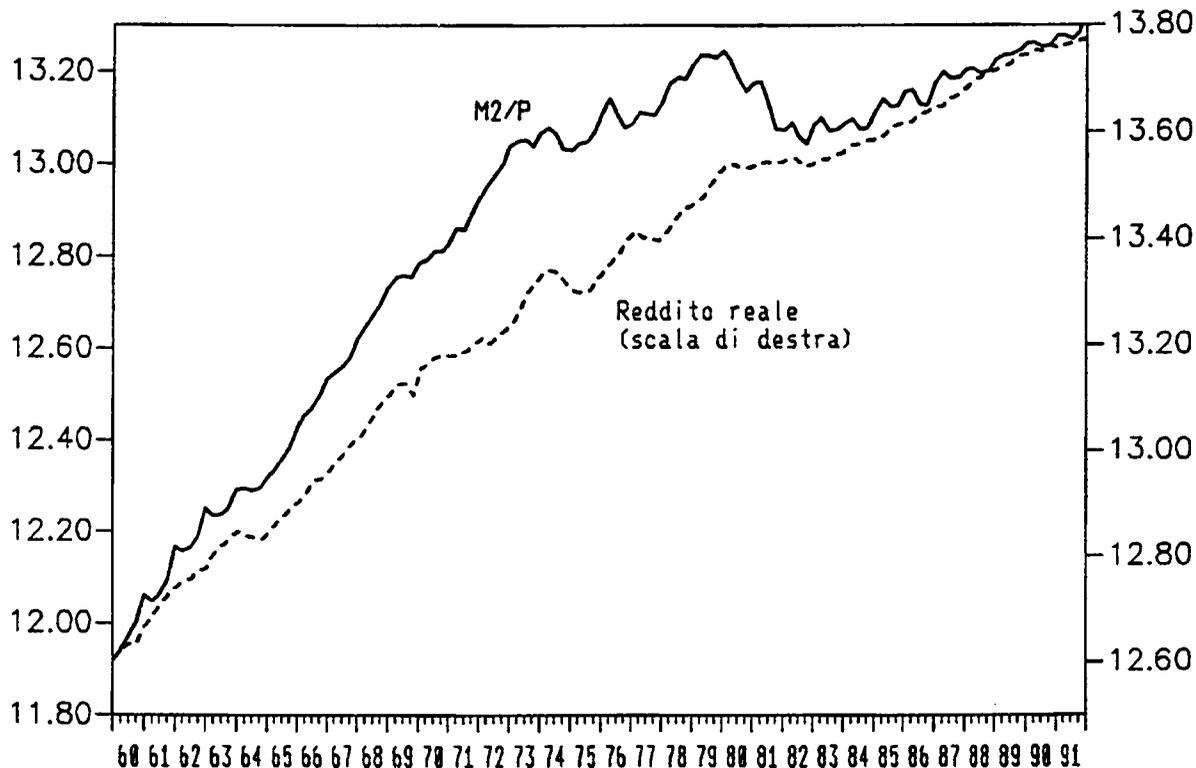
<sup>5</sup> In via di principio, un'eccezione è costituita da un'economia con elevata elasticità ai tassi di interesse dei movimenti di capitale; in questo caso, l'aumento del reddito può associarsi a un afflusso di moneta e i differenziali dell'output e della velocità dai valori di lungo periodo tendono a correlarsi negativamente. Entrano tuttavia in gioco le scelte allocative degli investitori esteri; soprattutto in una prima fase di diversificazione dei portafogli, si può verificare un afflusso netto di moneta nonostante vi sia un divario negativo tra crescita del reddito reale di breve e di lungo periodo.

Fig.1

### M2 E LIVELLO DEI PREZZI



### SALDI MONETARI DEFLAZIONATI E REDDITO REALE



differenze sia nei livelli sia nei tassi di crescita con la definizione precedente, trascende i limiti di questo lavoro<sup>6</sup>.

Come si può notare, tra il 1960 e il 1972 la crescita della quantità nominale di moneta è stata più ampia di quella dei prezzi. Nel periodo 1973-1982 il livello dei prezzi è salito notevolmente, con un andamento non dissimile da quello della crescita monetaria; nell'ultimo decennio entrambe le serie hanno evidenziato un rallentamento, più accentuato per il deflatore, mentre la crescita della moneta si è mantenuta sostanzialmente in linea con l'espansione del reddito nominale.

La parte inferiore del grafico descrive invece i movimenti della quantità reale di moneta (la differenza logaritmica tra M2 e il deflatore del Pil). Questa, dopo essere cresciuta a ritmi sostenuti tra il 1960 e il 1973, ha mostrato prima una decelerazione nel periodo 1974-1979, in connessione con l'aumento dell'inflazione, poi una diminuzione nel triennio successivo, dovuta sia al mancato accomodamento del secondo shock petrolifero, sia alla maggiore diffusione delle attività finanziarie alternative alla moneta. Solo a far data dal 1983 i saldi monetari reali hanno mostrato un nuovo aumento; si osservi inoltre come nel periodo 1983-1991 gli andamenti della crescita monetaria deflazionata e del reddito reale siano più strettamente correlati.

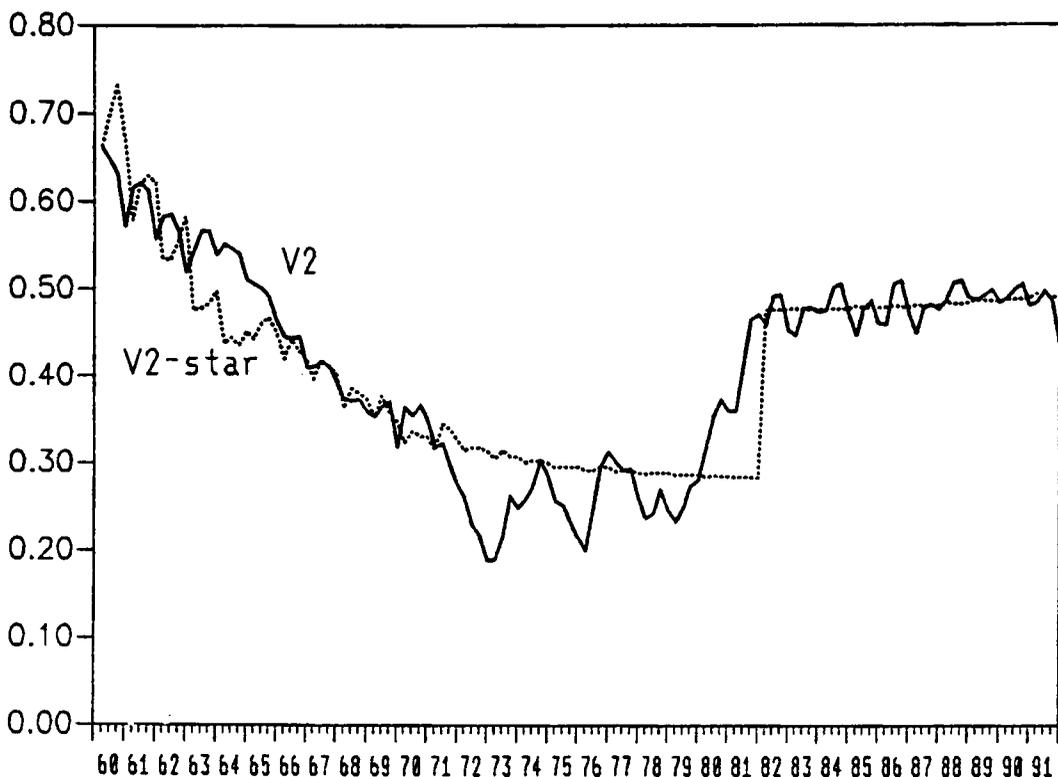
La velocità di circolazione di M2 rispetto al Pil

---

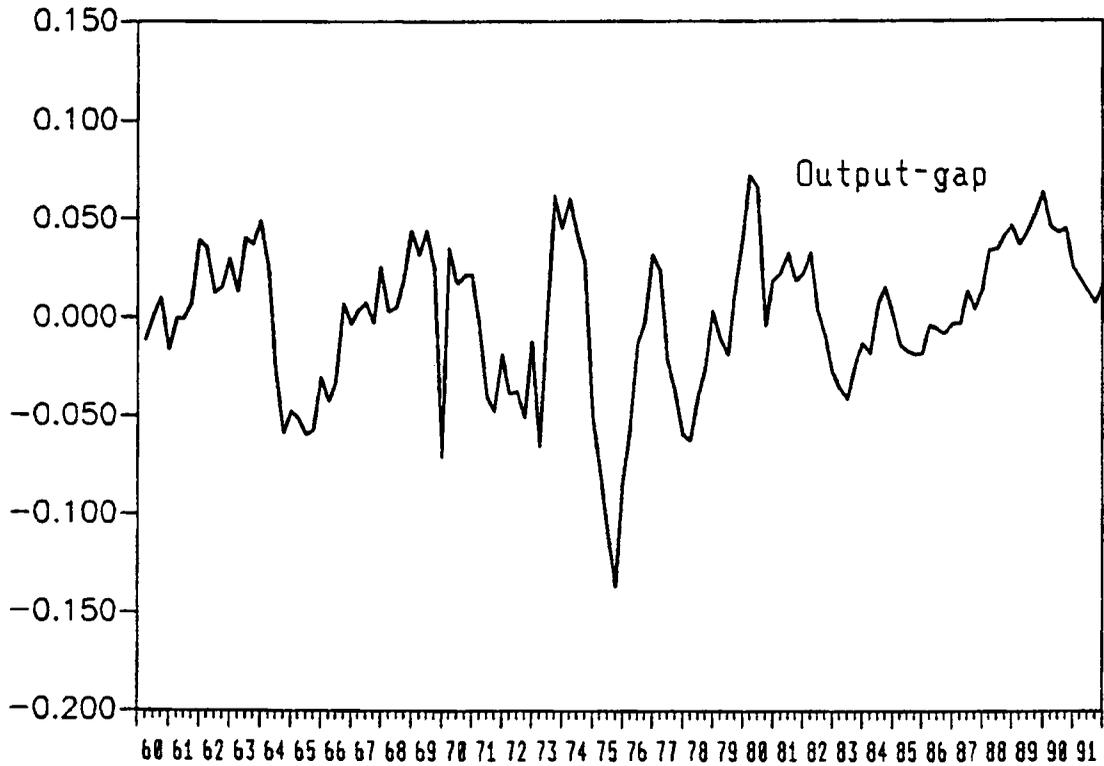
<sup>6</sup> M2 comprende, nella definizione utilizzata fino al 1991, il circolante, i depositi bancari e postali in c/c, i c/c presso altri enti, i depositi bancari a risparmio, i CD emessi da banche, la raccolta pronti contro termine da clientela delle aziende di credito, i libretti e i buoni fruttiferi postali. Con la revisione degli aggregati sono stati esclusi da M2 i pronti contro termine e i buoni postali; sono stati invece inclusi (in M1, e di conseguenza nell'aggregato più ampio) gli strumenti di pagamento costituiti dai vaglia cambiari e dagli assegni circolari. Inoltre, in connessione con i miglioramenti introdotti nelle statistiche bancarie, si è passati dai dati di fine periodo alle consistenze medie mensili. Il nuovo aggregato differisce da quello qui utilizzato per una più ridotta dinamica e una maggiore sensibilità alle variazioni del costo-opportunità della moneta (si veda, in proposito, la nota tecnica pubblicata nel Bollettino Economico n. 17 - ottobre 1991).

Fig.2

### VELOCITA' RISPETTO AL REDDITO DI M2



### DIVARIO TRA REDDITO EFFETTIVO E POTENZIALE



nominale nei tre decenni considerati<sup>7</sup> presenta in Italia (come in molti altri paesi: cfr. Bordo - Jonung, 1990) un andamento ad U (figura 2): la sua diminuzione nel periodo 1960-1972 riflette la crescita dell'intermediazione delle banche commerciali; la risalita nel decennio successivo la maggiore competitività dei sostituti della moneta; dal 1982 ad oggi V2 sembra oscillare intorno ad un lieve trend di crescita<sup>8</sup>; tale stabilità potrebbe denotare una minore variabilità del quadro macroeconomico di riferimento, almeno sino alla fase di fluttuazione della lira del settembre 1992, intervenuta tuttavia fuori campione.

La specificazione price-gap può essere resa operativa una volta conosciuti  $q^*$  e  $v^*$ ; per il primo, HPS rimandano alla letteratura sul reddito potenziale e alle relative stime della Fed; per la velocità di lungo periodo, gli autori osservano che:

a) nel periodo 1955-1988, la velocità di M2 negli Stati Uniti è stazionaria intorno ad una media di 1,65;

b) per gli anni dal 1870 al 1988, è possibile modellare l'andamento della velocità con una proxy del grado di industrializzazione (la frazione della forza lavoro occupata al di fuori del settore agricolo) e una costante di shift da introdurre successivamente al 1955.

HPS (1991, eq. 19 pag. 855) in quest'ultimo caso ottengono il velocity-gap dai residui di una regressione ausiliaria per la velocità di lungo periodo<sup>9</sup>. Replicando la loro specificazione e tenendo conto del break intervenuto successivamente al 1982, per l'Italia si stima (i t statistici sono posti tra parentesi,  $cR^2$  è il coefficiente di determinazione corretto):

---

<sup>7</sup> Sono state utilizzate, per coprire tale periodo, tre serie della moneta non destagionalizzate, contraddistinte dagli acronimi "M2old", "Apm2.o" e "Apm2." nella banca dati del Servizio Studi; le differenze di livello tra le serie, non elevate, sono state corrette per retropolazione.

<sup>8</sup> Per approfondimenti sul periodo recente, si veda Angelini-Rinaldi-Hendry (1993).

<sup>9</sup> Tale relazione empirica si ricollega a una serie di contributi di Bordo-Jonung (1990, il più recente) sulle determinanti di lungo periodo della velocità, tra le quali assume rilevanza l'evoluzione del processo di industrializzazione. Altre variabili di natura finanziaria, considerate da Bordo-Jonung per approssimare il grado di "monetizzazione" dell'economia (quali il rapporto tra il circolante e M2 o tra le attività finanziarie non bancarie e quelle totali) sono state invece escluse poiché la loro esogeneità è assai dubbia.

$$7) \text{lv2q} = 0,400 + 0,192 \text{ shift82} + 1,706 \text{ nag} + 6,228 \text{ nag}^2 + \text{V2GAP}$$

$$(6,45) \quad (9,17) \quad (3,37) \quad (6,37)$$

$$T=128 \quad \text{cR}^2=0,779 \quad \text{DW}=0,508$$

Le variabili sono in forma logaritmica e trimestrali, il periodo di stima 1960.1-1991.4; lv2q è la velocità, shift82 una dummy pari a 0 fino al 1981.4, ad 1 successivamente, nag è la quota degli occupati non agricoli sugli occupati totali<sup>10</sup>, una proxy per il grado di industrializzazione dell'economia, presente anche nella sua potenza seconda per aumentare la capacità esplicativa della regressione e tener conto di possibili non linearità della relazione, e V2GAP è il residuo.

Nella specificazione HPS qui riproposta (i cui valori fitted sono rappresentati nella fig.2 come V-star) la relazione (7) è interpretabile come una regressione ausiliaria, utilizzata per ottenere una misura di una variabile non osservabile (il velocity-gap)<sup>11</sup>, in grado di produrre residui stazionari, mentre non ha altre "desiderabili" proprietà statistiche (ciò è evidenziato, infatti, dal test Durbin-Watson). Per accertare empiricamente la stazionarietà dello scarto tra velocità effettiva e velocità (stimata) di lungo periodo, si è applicato il consueto test Augmented Dickey-Fuller (ADF) ai residui della regressione (7). Il test comporta (Li è il ritardo i-esimo della dipendente, o della variabile alla quale è posposto)<sup>12</sup>:

$$8a) \text{dV2GAP} = -0,0001 + 0,068 (L1) + 0,001 (L2) - 0,086 (L3) +$$

$$(-0,06) \quad (0,78) \quad (0,01) \quad (-1,10)$$

$$+ 0,441 (L4) - 0,235 \text{V2GAP}(L1)$$

$$(5,71) \quad (-3,85)$$

$$T=123 \quad \text{cR}^2=0,321 \quad \text{DW}=1,923 \quad \text{LM}(4,113)=1,911$$

$$(0,113)$$

<sup>10</sup> Desunta dalle statistiche ISTAT sulle forze di lavoro (dati non stagionalizzati).

<sup>11</sup> Il grafico può essere confrontato con la fig.3, pag. 855 di HPS (1991) al fine di trarre un'impressione visiva dell'analogia dell'approccio seguito. Per una disamina tecnica della stima di equazioni in cui compaiono regressori generati si veda McKenzie e McAleer (1990); si terrà conto, nel sesto paragrafo, della possibile presenza di eteroschedasticità nel vettore dei residui stimati.

<sup>12</sup> Per una rassegna di tali test statistici, si veda Bodo-Parigi-Urga (1990).

Il test ADF(4) è sufficiente a produrre residui non autocorrelati (secondo la statistica del moltiplicatore di Lagrange); esso rigetta l'ipotesi nulla di mancanza di stazionarietà agli usuali livelli di significatività.

Per misurare l'output-gap si è utilizzato l'indicatore Banca d'Italia del grado di utilizzazione della capacità produttiva nell'industria<sup>13</sup>, costruito secondo il metodo Wharton:

$$\text{OUTGAP} = \log(\text{prodq}) - \log(\text{poteq})$$

ovvero, il divario è dato dalla differenza logaritmica tra produzione effettiva e potenziale (figura 2, in basso). Esso è stato normalizzato sottraendo la media del periodo 1960-1991, al fine di renderlo omogeneo al velocity-gap, che ha media nulla per costruzione poiché è ottenuto come residuo di regressione. Si verifica empiricamente che anche lo scarto tra il reddito e il suo valore potenziale è stazionario:

$$8b) \text{dOUTGAP} = 0,0002 + 0,122 (L1) + 0,176 (L2) + 0,173 (L3) + \\ (0,07) \quad (1,31) \quad (1,90) \quad (1,86)$$

$$-0,044 (L4) \quad -0,321 \text{OUTGAP}(L1) \\ (-0,47) \quad (-4,15)$$

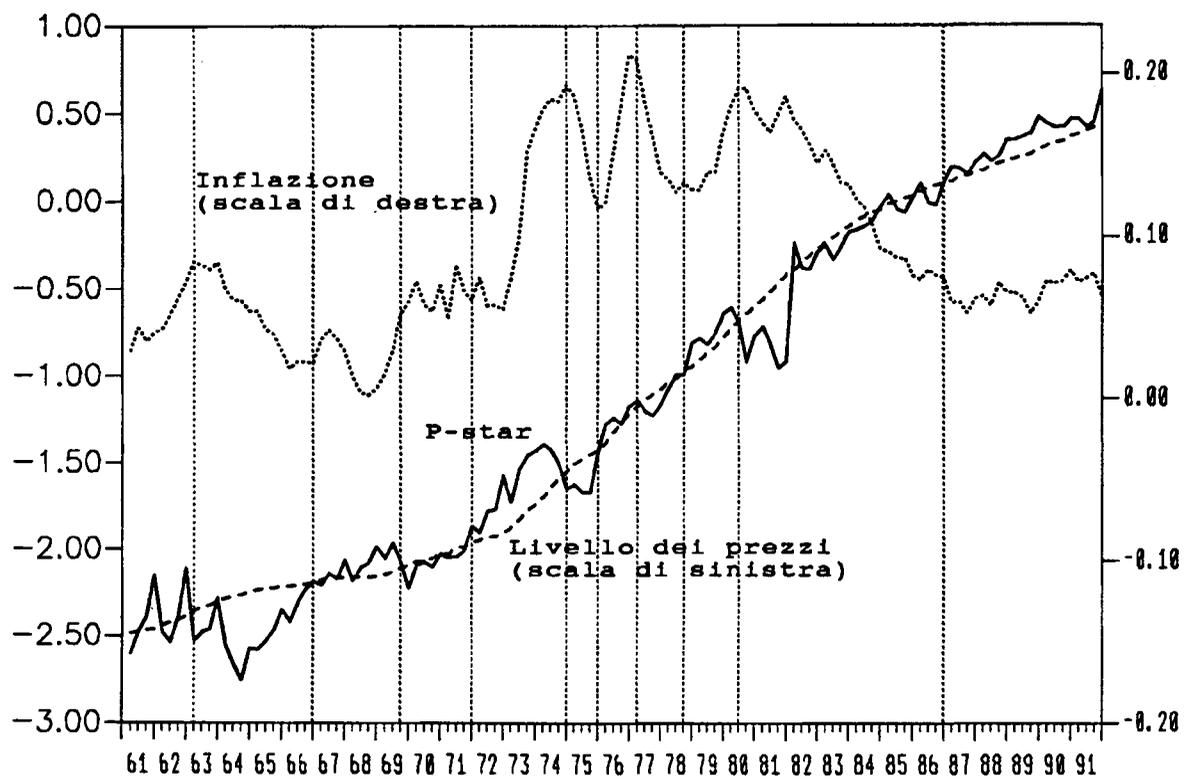
$$T=123 \quad \text{cR}^2=0,132 \quad \text{DW}=2,001 \quad \text{LM}(4,113)=0,627 \\ (0,644)$$

Le stime effettuate consentono di calcolare l'indicatore P-star, ricordando che il suo livello, dalla formula (2), è dato da  $(p_t + \text{OUTGAP}_t - \text{V2GAP}_t)$ , ove  $p_t$  è il logaritmo del livello del deflatore del Pil. La figura 3 rende esplicita e conferma visivamente, per il periodo 1961-1991, l'implicazione principale del modello: l'inflazione tende a aumentare quando il livello di  $p^*$

---

<sup>13</sup> Per approfondimenti si veda Signorini (1986). Occorre considerare, al riguardo, che per l'Italia non è disponibile un analogo indicatore per il terziario; come si vedrà nel proseguimento del lavoro (cfr. paragrafo 5), in mancanza di dati disaggregati affidabili per i settori dei servizi risulta preferibile utilizzare, quale proxy per l'output-gap dell'intera economia, l'indicatore elaborato per la sola industria.

## INFLAZIONE E PRICE-GAP IN ITALIA, 1961-1991



(contraddistinto dalla linea continua) è più elevato di quello dei prezzi, e diminuisce quando prevale l'andamento inverso<sup>14</sup>.

Tale relazione appare verificata abbastanza sistematicamente nei tre decenni considerati: un price-gap negativo caratterizza la diminuzione dell'inflazione nel 1963-66, nel 1975 e nel 1977-78, infine nel periodo 1980-1986, quest'ultimo con due eccezioni: la prima parte del 1982, quando infatti l'inflazione ha segnato una temporanea risalita, e alcuni trimestri nel 1984-85, periodo in cui il processo inflazionistico ha interrotto il rapido calo dei primi anni ottanta per assumere un profilo discendente meno marcato. Il livello di  $p^*$  è invece maggiore di quello dei prezzi nelle fasi di aumento dell'inflazione del 1972-74 (in prossimità del primo shock petrolifero), del 1976, nel periodo tra il 1978 e la prima metà del 1980, nonché in quello più recente, 1987-1991, quando l'inflazione ha registrato una moderata ripresa, sino alla nuova decelerazione intercorsa nel 1992.

Si nota inoltre che la relazione tra  $p$  e  $p^*$  cambia segno numerose volte negli anni settanta, in corrispondenza dell'incedere fortemente variabile del processo inflazionistico, mentre muta stabilmente il segno una sola volta nel decennio 1982-1991, periodo caratterizzato da tassi di inflazione prima in diminuzione, poi più moderati. Tale osservazione può probabilmente spiegare perché le stime preliminari di Grande-Rinaldi (1993) per il periodo 1982-1992 non abbiano ottenuto risultati favorevoli: l'ultimo decennio è verosimilmente un periodo troppo breve affinché risulti empiricamente verificabile la stazionarietà del price-gap (implicita in via teorica, poiché questo è costituito, come si è detto, da una combinazione lineare di variabili stazionarie); anche in virtù dei molteplici cambiamenti di segno intervenuti nell'arco di tre decenni, tale proprietà appare invece sufficientemente robusta in base alle circa 120 osservazioni trimestrali qui impiegate<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup> Nel grafico il price-gap è stato triplicato al fine di rendere il divario più visibile. L'andamento di  $p^*$  negli Stati Uniti risulta non dissimile (si confronti la fig. 1, pag. 843 del lavoro HPS).

<sup>15</sup> Empiricamente, il test ADF(4) applicato al price-gap ne conferma infatti la stazionarietà; esso produce un coefficiente sul livello della dipendente ritardata pari a -0,260, con  $t$  statistico di -3,51; LM(4,113)=1,900.

### 5. Risultanze empiriche sul meccanismo di aggiustamento graduale dei prezzi in Italia

In questo paragrafo si valuta l'utilità degli indicatori ottenuti nella stima di un modello previsivo delle variazioni di breve periodo del tasso di inflazione, in grado di tener conto delle relazioni di lungo periodo indicate dalla teoria quantitativa. L'uguaglianza dei coefficienti dell'output-gap e del velocity-gap non verrà imposta a priori, ma dovrà essere verificata sui dati.

Per gli Stati Uniti nel periodo 1955-1988, con dati trimestrali in logaritmi, HPS (1991, tav. 2 pag. 851) ottengono:

$$\begin{aligned} \pi_t - \pi_{t-1} = & -0,678(L1) \quad -0,480(L2) \quad -0,358(L3) \quad -0,137(L4) \\ & (-8,0) \quad \quad (-4,9) \quad \quad (-3,7) \quad \quad (-1,8) \\ & -0,126 \text{ V2GAP}(L1) \quad +0,176 \text{ OUTGAP}(L1) \\ & (-2,9) \quad \quad \quad (3,7) \\ & cR^2=0,335 \quad SE=1,564 \quad LM=2,90 \end{aligned}$$

In Italia, la stessa specificazione per il periodo 1962.II-1991.IV comporta<sup>16</sup>:

$$\begin{aligned} 9) \pi_t - \pi_{t-1} = & 0,001 + 0,178(L1) + 0,178(L2) - 0,077(L3) - 0,415(L4) \\ & (0,51) \quad (2,09) \quad (2,04) \quad (-0,90) \quad (-5,09) \\ & -0,074 \text{ V2GAP}(L1) \quad +0,101 \text{ OUTGAP}(L1) \\ & (-3,59) \quad \quad \quad (3,17) \\ & T=119 \quad cR^2=0,356 \quad AIC=-6,204 \quad SE=1,057 \quad DW=1,858 \\ & h=1,345 \quad LM=1,683 \quad JB=7,139 \quad Chow=2,177 \quad Arch=4,056 \\ & (0,179) \quad (0,159) \quad (0,028) \quad (0,042) \quad (0,044) \end{aligned}$$

---

<sup>16</sup> Il periodo di stima è così definito poiché dalla serie trimestrale del livello del deflatore, disponibile dal 1960, si sono utilizzati 4 ritardi per il computo dei tassi di crescita sul periodo corrispondente, una osservazione per la sua differenza prima, e altre 4 osservazioni per i ritardi della dipendente, introdotti in numero di 4 o 8 al fine di tener conto della stagionalità (nonché, implicitamente, di eventuali variabili omesse) e rendere bianchi i residui; i dati utilizzati nello studio non sono infatti destagionalizzati. Questo modo di procedere consente inoltre di assimilare le relazioni stimate ai noti test per la causalità statistica nel senso di Granger.

La dipendente  $d\pi=(\pi_t-\pi_{t-1})$  (aumento o diminuzione dell'inflazione) è stata preferita a  $\pi$  perché l'inflazione (misurata dal deflatore del Pil) non sembra costituire una serie stazionaria. Come noto, la trasformazione in differenze prime è volta a ottenere la stazionarietà della dipendente e a salvaguardare così la correttezza asintotica delle distribuzioni degli usuali test statistici; ciò che si vuole prevedere, quindi, è la variazione da trimestre a trimestre del tasso di inflazione, non il suo livello<sup>17</sup>. L'equazione è stimata in modo consistente con i minimi quadrati ordinari, poiché le variabili esplicative sono tutte predeterminate.

I meccanismi di aggiustamento graduale V2GAP(L1) e OUTGAP(L1) hanno il segno atteso e sono significativi, i loro parametri sono simili; la loro introduzione in un modello specificato in differenze prime consente di tener conto dei vincoli di lungo periodo suggeriti dalla teoria. La restrizione di uguaglianza (in modulo) dei coefficienti risulta verificata empiricamente: la loro somma algebrica

---

<sup>17</sup> Formalmente, ciò equivale a imporre la restrizione  $b=1$  nella relazione (4). Come noto, la proprietà di difference-stationarity di una variabile (in questo caso, il tasso di inflazione) si può verificare empiricamente trasformando una relazione  $Z_t = \phi Z_{t-1}$  in una equivalente  $dZ_t = \delta Z_{t-1}$  con coefficiente  $\delta = (\phi - 1)$ . L'ipotesi nulla di stazionarietà nelle differenze prime (ovvero dell'esistenza di una radice unitaria) può quindi essere accertata sottoponendo a verifica  $\delta=0$  con il test ADF. Con tale procedura si ottiene sui dati italiani  $\delta=-0,021$ , ed errore standard 0,020 (si è utilizzato un test ADF con 8 ritardi,  $LM(4,101)=1,77$ ; una struttura di ritardi inferiore non è sufficiente a rendere bianchi i residui) e quindi la restrizione non viene rigettata. Inoltre, il coefficiente  $\delta$  risulta molto piccolo in valore assoluto, e ciò corrobora la scelta fatta di imporre  $b=1$ . Alternativamente, HPS propongono di introdurre il tasso di inflazione ritardato nella specificazione price-gap in differenze prime, e di testarne il coefficiente. Così facendo, dalla (13) si ottiene  $\delta=-0,020$ , con pari errore standard; l'approssimazione di radice unitaria appare quindi più appropriata per l'Italia che nel caso statunitense (HPS, 1991 pag. 849 stimano infatti  $\delta=-0,068$ ). In ogni modo, la specificazione in differenze prime è coerente con la fig.3: nel grafico è infatti abbastanza evidente che l'inflazione aumenta quando  $p^*$  è maggiore di  $p$  (e diminuisce nel caso inverso), mentre è più difficile inferire un'analogha relazione con il livello dell'inflazione.

non è infatti statisticamente diversa da zero<sup>18</sup>. Il coefficiente di determinazione corretto indica che la regressione spiega circa un terzo della dinamica della variabile dipendente, un risultato analogo a quello ottenuto da HPS per gli Stati Uniti (occorre considerare, al riguardo, che la serie in esame è molto variabile).

La diagnostica<sup>19</sup> indica che i residui non sono autocorrelati; si rileva tuttavia con la statistica di Jarque-Bera un qualche grado di non normalità del processo degli errori (non sono state infatti introdotte dummies per i valori estremi), la presenza di eteroschedasticità nella sua forma autoregressiva (ARCH) e una certa instabilità dei parametri, evidenziata dalla statistica di Chow (resa operativa suddividendo il campione in due parti uguali). Imponendo la restrizione sui coefficienti implicita nella specificazione price-gap si ottengono risultati più soddisfacenti:

$$10) \quad d\pi = 0,001 + 0,193(L1) + 0,194(L2) - 0,065(L3) - 0,406(L4) \\ (0,50) \quad (2,32) \quad (2,26) \quad (-0,77) \quad (-5,03)$$

$$-0,079 \text{ PRICEGAP}(L1) \\ (-4,02)$$

$$T=119 \quad C_R^2=0,357 \quad AIC=-6,214 \quad SE=1,056 \quad DW=1,855 \\ h=1,415 \quad LM=1,868 \quad JB=5,749 \quad Chow=2,010 \quad Arch=4,022 \\ (0,157) \quad (0,121) \quad (0,056) \quad (0,071) \quad (0,045)$$

---

<sup>18</sup> Inserita nella specificazione (9) registra un coefficiente di -0,014 con t statistico di -0,92; aggiunta alla (10) riporta un coefficiente di 0,012 con t di Student di 0,77.

<sup>19</sup> AIC è il criterio di ottimizzazione dell'informazione di Akaike, SE l'errore standard di regressione (espresso in punti percentuali); la mancanza di autocorrelazione dei residui è verificata mediante le usuali statistiche DW, h di Durbin e LM (il test di Godfrey basato sul moltiplicatore di Lagrange e applicato ai primi quattro ritardi della dipendente); JB è la statistica di Jarque-Bera per la normalità degli errori; Chow il noto test per la stabilità dei coefficienti (all'interno del campione); Arch la statistica per l'eteroschedasticità condizionale autoregressiva dei residui (del primo ordine: ritardi maggiori non sono risultati significativi e sono stati omessi per brevità). Sono riportati tra parentesi i valori in probabilità (p-values) per l'esito dei test; questi ultimi sono ampiamente descritti, ad esempio, in Judge e altri (1985).

Il meccanismo di aggiustamento graduale ha il segno atteso ed è altamente significativo; tenuto conto dei ritardi della dipendente, il ritorno all'equilibrio si ottiene dopo sette anni circa; il coefficiente di lungo periodo del price-gap è pari a -0,073, con t di Student asintotica di -4,20<sup>20</sup>.

Al fine di introdurre in modo esplicito gli impulsi di breve periodo, è utile tuttavia usare un benchmark diverso; una specificazione alternativa potrebbe essere costituita da una struttura autoregressiva della dipendente, includendo la possibilità di shocks sui prezzi del petrolio e agricoli. Si stima:

$$\begin{aligned}
 11) \quad d\pi = & -0,001 + 0,290(L1) + 0,270(L2) - 0,076(L3) - 0,584(L4) \\
 & (-0,56) \quad (3,08) \quad (2,74) \quad (-0,75) \quad (-5,83) \\
 & +0,209(L5) + 0,097(L6) - 0,040(L7) - 0,249(L8) \\
 & (2,05) \quad (0,94) \quad (-0,40) \quad (-2,71) \\
 & +0,028 \text{ POIL}(L1) + 0,077 \text{ PAGR}(L1) \\
 & (2,42) \quad (2,59)
 \end{aligned}$$

$$\begin{array}{lllll}
 T=115 & R^2=0,362 & AIC=-6,169 & SE=1,058 & DW=1,915 \\
 h=1,197 & LM=0,756 & JB=5,504 & Chow=1,009 & Arch=0,949 \\
 (0,231) & (0,556) & (0,064) & (0,445) & (0,330)
 \end{array}$$

Il primo ritardo delle variazioni del prezzo relativo del petrolio in lire POIL (deflazionato con l'indice dei prezzi all'ingrosso) e dei prezzi agricoli (relativi) PAGR<sup>21</sup> entrano con il segno atteso in una specificazione autoregressiva, con otto ritardi, delle variazioni del tasso di inflazione. Si noti come l'equazione (11) risulti preferibile alla (10) in termini di coefficiente di determinazione corretto, ma non secondo il criterio dell'Akaike (si sono infatti dovuti aggiungere quattro ritardi al fine di rendere bianchi i residui). L'equazione mostra una buona diagnostica ed è quindi appropriata per una stima delle frequenze elevate del processo inflazionistico.

---

<sup>20</sup> La stima e gli intervalli di confidenza asintotici del moltiplicatore di lungo periodo associato al regressore sono stati ottenuti mediante l'algoritmo steadyst elaborato dall'ing. Giuseppe Bruno del Servizio Studi.

<sup>21</sup> Entrambe le serie sono di fonte Istat, prezzi all'ingrosso (negli anni recenti, prezzi dei grossisti); i dati non sono stagionalizzati.

Introducendo nella relazione dinamica gli indicatori di lungo periodo, si ottiene:

$$\begin{aligned}
 12) \quad d\pi = & -0,001 + 0,216(L1) + 0,238(L2) - 0,093(L3) - 0,580(L4) \\
 & (-0,27) \quad (2,27) \quad (2,48) \quad (-0,94) \quad (-6,02) \\
 & +0,173(L5) + 0,121(L6) - 0,028(L7) - 0,194(L8) + 0,024 \text{ POIL}(L1) \\
 & (1,75) \quad (1,22) \quad (-0,29) \quad (-2,12) \quad (-2,96) \\
 & +0,059 \text{ PAGR}(L1) - 0,063 \text{ V2GAP}(L1) + 0,073 \text{ OUTGAP}(L1) \\
 & (2,24) \quad (-2,11) \quad (2,00) \\
 \\
 T=115 \quad & \text{cR}^2=0,409 \quad \text{AIC}=-6,230 \quad \text{SE}=1,018 \quad \text{DW}=1,966 \\
 h=0,361 \quad & \text{LM}=0,431 \quad \text{JB}=4,257 \quad \text{Chow}=0,870 \quad \text{Arch}=3,177 \\
 & (0,718) \quad (0,786) \quad (0,119) \quad (0,587) \quad (0,075)
 \end{aligned}$$

La regressione (12) indica che l'unione di una struttura di impulsi di breve periodo e di vincoli di più lungo termine consente di evidenziare la stretta corrispondenza (in modulo) dei coefficienti sull'output e sul velocity-gap<sup>22</sup>: risolvendo per i ritardi della dipendente, essi sono pari rispettivamente a 0,064 e -0,055, con t statistici di 2,19 e -2,63.

Per il price-gap si stima:

$$\begin{aligned}
 13) \quad d\pi = & -0,003 + 0,223(L1) + 0,243(L2) - 0,089(L3) - 0,581(L4) \\
 & (-0,28) \quad (2,41) \quad (2,57) \quad (-0,91) \quad (-6,05) \\
 & +0,175(L5) + 0,120(L6) - 0,028(L7) - 0,199(L8) \\
 & (1,78) \quad (1,21) \quad (-0,29) \quad (-2,23) \\
 & +0,024 \text{ POIL}(L1) + 0,057 \text{ PAGR}(L1) - 0,065 \text{ PRICEGAP}(L1) \\
 & (2,12) \quad (1,98) \quad (-3,20) \\
 \\
 T=115 \quad & \text{cR}^2=0,415 \quad \text{AIC}=-6,246 \quad \text{SE}=1,014 \quad \text{DW}=1,962 \\
 h=0,434 \quad & \text{LM}=0,409 \quad \text{JB}=4,187 \quad \text{Chow}=0,811 \quad \text{Arch}=3,051 \\
 & (0,664) \quad (0,802) \quad (0,123) \quad (0,638) \quad (0,081)
 \end{aligned}$$

Nell'equazione (13) l'introduzione esplicita degli shocks sui prezzi comporta un coefficiente lievemente minore, rispetto alla (10) per il termine di aggiustamento

---

<sup>22</sup> Anche in questo caso la somma algebrica dei coefficienti risulta infatti statisticamente nulla; la restrizione riporta, rispettivamente, coefficiente di -0,016 e t stat. di -1,08 nella (12), coeff. pari a 0,003 e t stat. di 0,21 nella (13).

parziale; risolta la dinamica, il coefficiente del price-gap è pari a  $-0,057$ , con  $t$  statistico di  $-2,84$ , significativo all'1 per cento; il ritorno all'equilibrio si ha in otto anni e mezzo circa<sup>23</sup>.

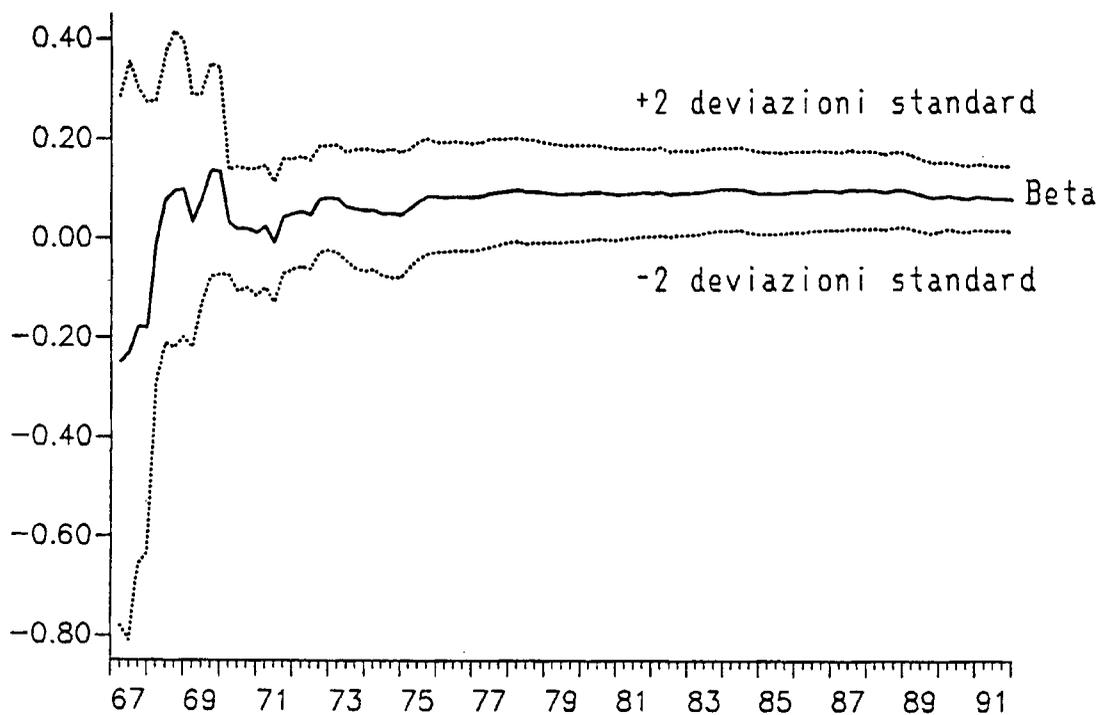
La diagnostica consente di rilevare il raggiungimento di una specificazione statisticamente appropriata del processo inflazionistico; non vi è autocorrelazione e i parametri stimati, a differenza che nella (10), risultano stabili. In termini di capacità esplicativa il modello P-star, soprattutto nella sua versione augmented, sembra adattarsi meglio ai dati nel caso dell'Italia che per gli Stati Uniti; questa proprietà, come si vedrà in seguito, non è tuttavia condivisa dal sottoperiodo più recente. In generale, le caratteristiche del modello migliorano con l'introduzione esplicita degli effetti degli shocks temporanei (petroliferi e agricoli) sulle variazioni del tasso di inflazione.

Al fine di tener conto della possibile influenza della struttura eteroschedastica dei residui (individuata dal test ARCH) sulla statistica di Chow (basata sull'uguaglianza delle varianze dei singoli sottocampioni), si è effettuato un ulteriore controllo, mediante il calcolo dei coefficienti ricorsivi dell'equazione (figg. 4 e 5). Questi appaiono sostanzialmente stabili all'aumentare

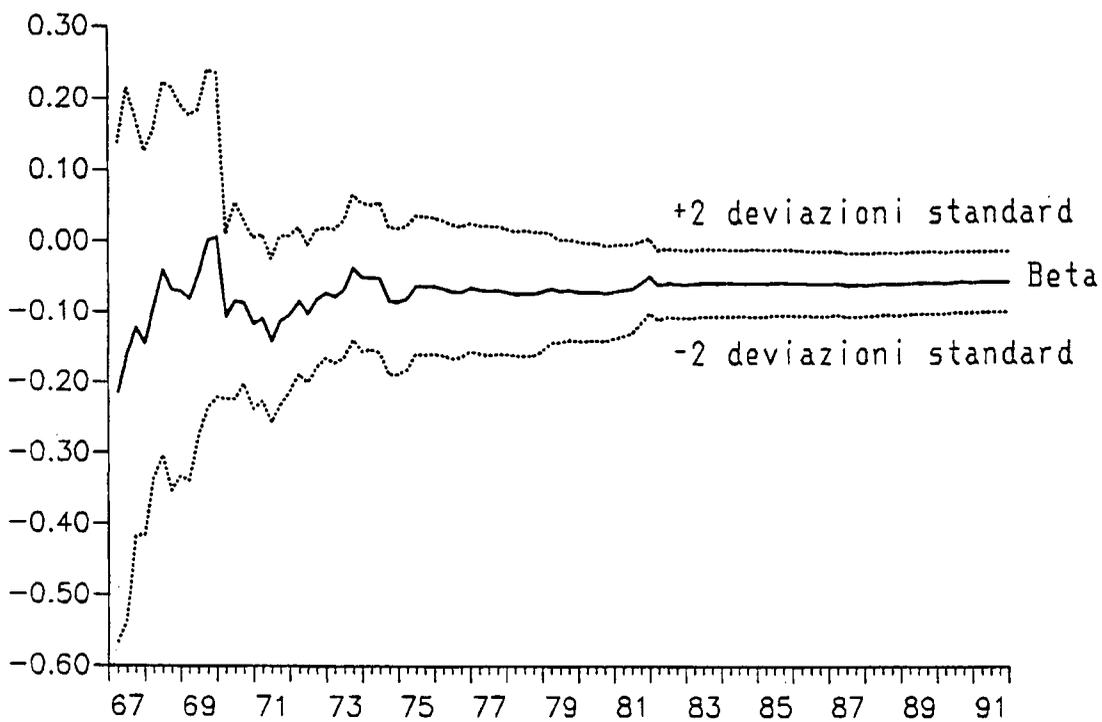
---

<sup>23</sup> Come si è detto, HPS non considerano nell'analisi i tassi di interesse (il costo-opportunità del detenere moneta) poiché vogliono cogliere essenzialmente un andamento di lungo periodo. Se si introduce nella stima della velocità una variabile strumentale per i tassi (data dal valore ritardato del differenziale tra il saggio sui BOT - sulle obbligazioni anteriormente al 1974 - e quello corrisposto sui depositi), in modo da tener conto della loro endogeneità, il costo opportunità entra significativamente e con il segno atteso; il residuo della velocità in questo caso tiene conto delle variazioni temporanee dei saldi monetari dovuti a movimenti dei tassi. Utilizzando tale residuo nella costruzione di  $p^*$  i risultati ottenuti sono qualitativamente inferiori, come atteso, anche se solo lievemente; il coefficiente di lungo periodo del price-gap è pari a  $-0,059$ , con  $t$  di  $-2,54$ ; il ritorno allo stato stazionario è più lento, ragguagliandosi tra 8,5 e 9 anni. Si è cercato, inoltre, di introdurre nelle stime un costo-opportunità "di equilibrio" (costituito da una media mobile dei tassi); i risultati non sono comunque favorevoli e sono stati omessi per brevità.

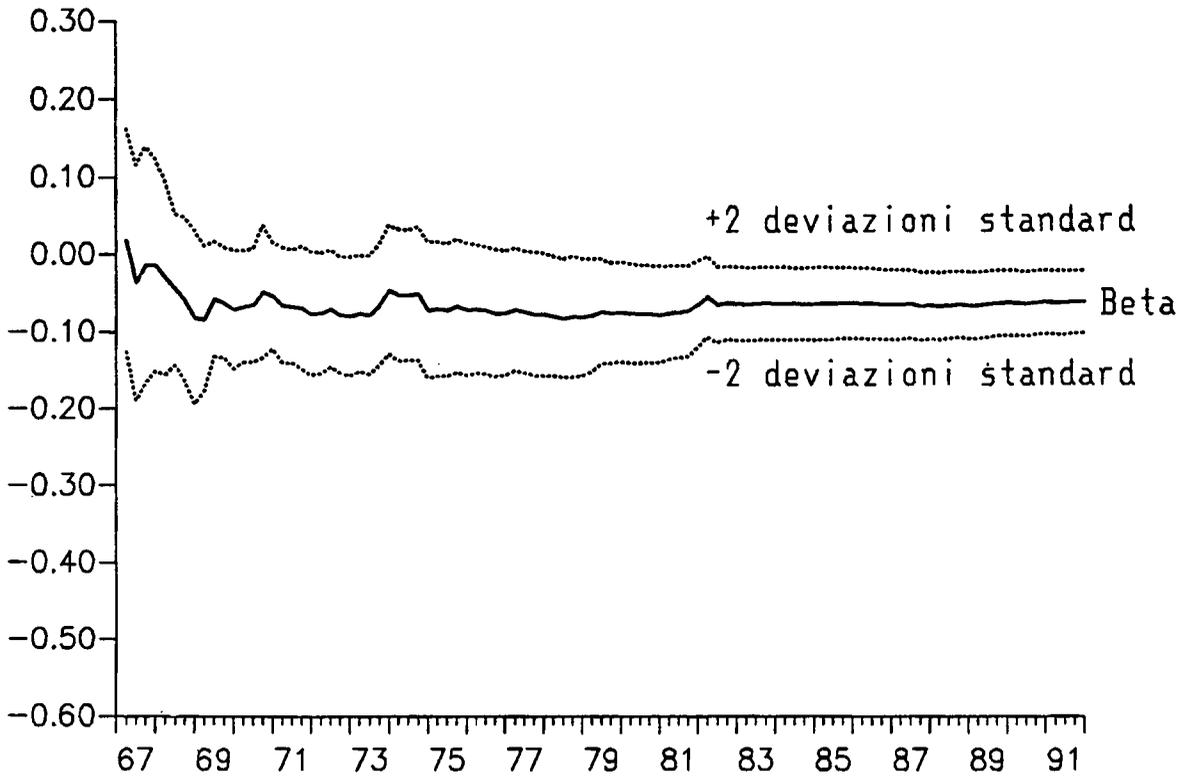
COEFFICIENTI RICORSIVI: OUTPUT-GAP



COEFFICIENTI RICORSIVI: VELOCITY-GAP



COEFFICIENTI RICORSIVI: PRICE-GAP



del numero delle osservazioni e confermano la correttezza della specificazione impiegata; poiché il periodo di stima inizia dal 1963, mentre i coefficienti esibiscono un andamento stabile soprattutto a partire dal 1976, si rileva come sia necessario più di un decennio di osservazioni per ottenere un'attendibile inferenza.

## 6. Variabilità dell'inflazione e stimatori ARCH

Come si è visto, una importante eccezione ai risultati favorevoli del controllo diagnostico è costituita dalla possibile presenza nelle relazioni stimate di errori ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity). In questo caso, la capacità previsiva tende a variare nel tempo; a periodi di turbolenza, con errori ampi, si alternano periodi di relativa quiete, con residui più ridotti. Per tener conto di ciò, la varianza condizionale (all'insieme informativo costituito dai regressori) nella specificazione autoregressiva viene connessa positivamente alle trascorse realizzazioni degli errori di previsione, in modo da "tracciare" nel tempo la variabilità del processo stocastico della dipendente.

Tale struttura, elaborata da Engle e impiegata con successo dall'autore per spiegare le variazioni del tasso di inflazione per il Regno Unito (1982) e gli Stati Uniti (1983) è data da:

$$Y_t | (Y_{t-1}, Z_t) \sim N(X_t \beta, \alpha_0 + \sum \alpha_i (Y_{t-i} - X_t \beta_i)^2)$$

Le realizzazioni della variabile Y, condizionali all'insieme informativo X contenente i suoi stessi ritardi e un set di variabili esplicative esogene (o predeterminate) Z, sono distribuite normalmente con varianza autoregressiva, funzione dei ritardi degli errori di previsione. Un processo ARCH del primo ordine risulta quindi:

$$e_t | (e_{t-1}) \sim N(0, \alpha_0 + \alpha_1 (e_{t-1})^2)$$

Le osservazioni sono connesse tra loro tramite i momenti secondi; piccoli o cospicui errori di regressione non sono quindi indipendenti ma sono seguiti nel periodo successivo da residui di analoga ampiezza di segno positivo o negativo.

Le conseguenze dei residui ARCH si riverberano sulla stima degli errori standard. Infatti, come mostra Engle (1982), se la specificazione include tra le variabili esplicative i ritardi della variabile dipendente, gli errori standard dei minimi quadrati ordinari non sono consistenti, poiché la loro potenza seconda è correlata con il quadrato dei regressori. Gli stimatori sono invece sempre unbiased;

se l'equazione non include la dipendente ritardata, anche gli errori standard non sono distorti e sono consistenti, ma la stima ARCH è comunque asintoticamente più efficiente.

Per tener conto di ciò, la regressione (13) è stata nuovamente ottenuta utilizzando gli stimatori di massima verosimiglianza di Engle (1982) e assumendo, dopo alcune verifiche preliminari, un processo del primo ordine<sup>24</sup>. I risultati sono:

$$\begin{aligned}
 14) \quad d\pi = & -0,001 + 0,289(L1) + 0,131(L2) - 0,011(L3) - 0,513(L4) \\
 & (-0,59) \quad (2,53) \quad (1,63) \quad (-0,11) \quad (-5,68) \\
 & + 0,090(L5) + 0,026(L6) + 0,016(L7) - 0,250(L8) \\
 & (1,01) \quad (0,26) \quad (0,20) \quad (-3,24) \\
 & + 0,021 POIL(L1) + 0,026 PAGR(L1) - 0,059 PGAP(L1) \\
 & (1,88) \quad (0,95) \quad (-2,93) \\
 & \alpha_0 = 0,00006 \quad \alpha_1 = 0,422 \\
 & (3,36) \quad (2,01) \\
 T=115 \quad R^2=0,377 \quad DW=2,043
 \end{aligned}$$

Anche per l'Italia quindi non viene rigettata (al 5 per cento) la presenza di errori con varianza condizionata autoregressiva nella specificazione del processo inflazionistico. La regressione conferma i risultati già ottenuti, indicando che le stime sono robuste rispetto alla presenza di una forma di eteroschedasticità tipica delle serie storiche; nel complesso, le stime differiscono soprattutto per la variabile esplicativa PAGR ritardata, che non risulta più significativa. Il ruolo delle variazioni dei prezzi relativi agricoli sembra quindi soprattutto quello di influenzare la stima della varianza; è noto infatti che tali prezzi sono stati particolarmente variabili nel periodo meno recente, quello maggiormente associabile a possibili fonti di eteroschedasticità quali gli errori di misurazione. Inoltre, la presenza di errori ARCH è in grado di spiegare la non normalità dei residui, di cui si è rilevata qualche traccia nella (14) secondo la statistica di Jarque-Bera; la loro distribuzione ha infatti un momento quarto (curtosi) più elevato che nella normale<sup>25</sup>.

---

<sup>24</sup> La diagnostica ottenibile con la procedura di stima ARCH si riduce rispetto a quella dei minimi quadrati ordinari; ciò che si vuole valutare, tuttavia, è essenzialmente l'impatto dell'eteroschedasticità sui livelli di significatività dei coefficienti, nelle relazioni già stimate.

<sup>25</sup> Si veda Engle, 1982, formula 15.

Un successivo approfondimento ha riguardato l'impatto sulle stime di specificazioni alternative dell'output-gap; per quest'ultimo, infatti, l'indicatore utilizzato è relativo solo all'industria manifatturiera, mentre è plausibile che considerando anche il terziario si possa pervenire ad una minore ampiezza ciclica del divario tra crescita effettiva e potenziale e ciò potrebbe, almeno in via di principio, modificare i risultati ottenuti.

Al fine di una prima verifica si è cercato di estendere l'approccio peak-to-peak del metodo Wharton al settore delle costruzioni, del commercio e dei pubblici esercizi, dei trasporti, degli altri servizi destinabili alla vendita<sup>26</sup>. La serie del divario tra reddito effettivo e potenziale comprensiva del terziario mostra un'evoluzione congiunturale abbastanza analoga a quella relativa alla sola industria, ma ha un profilo ciclico meno marcato, con "picchi" e "gole" più smussate. Le stime ottenute introducendo questa misura nel computo del price-gap (PRICEGAPSE) sono però simili alle precedenti; si ottiene:

$$\begin{aligned}
 15) \quad d\pi = & -0,001 + 0,309(L1) + 0,136(L2) + 0,002(L3) - 0,492(L4) \\
 & (-0,67) \quad (2,69) \quad (1,67) \quad (0,02) \quad (-5,54) \\
 & + 0,100(L5) + 0,008(L6) + 0,029(L7) - 0,261(L8) \\
 & (1,11) \quad (0,09) \quad (0,38) \quad (-3,42) \\
 & + 0,022 \text{ POIL}(L1) + 0,025 \text{ PAGR}(L1) - 0,049 \text{ PRICEGAPSE}(L1) \\
 & (1,98) \quad (0,92) \quad (-2,66) \\
 & \alpha_0 = 0,00006 \quad \alpha_1 = 0,462 \\
 & (3,27) \quad (2,15) \\
 T=115 \quad cR^2=0,363 \quad DW=2,027
 \end{aligned}$$

---

<sup>26</sup> Si sono utilizzati i dati annuali di contabilità nazionale 1952-1991; i picchi ciclici individuabili nel periodo per ciascun settore sono stati congiunti in modo da ottenere una misura del valore aggiunto reale potenziale; si è quindi ricavato per differenza il divario con il reddito settoriale effettivo e tale misura è stata resa trimestrale usando come serie "pilota" quella dell'industria. Gli indicatori così ottenuti per le costruzioni e i settori dei servizi, insieme a quello per l'industria, sono stati ponderati (con pesi variabili annuali) per la quota del prodotto settoriale sul totale al fine di ottenere una stima dell'output-gap per l'intera economia.

Si noti come la minore variabilità dell'indicatore ciclico tenda a riflettersi nella stima autoregressiva dell'eteroschedasticità il cui coefficiente, lievemente più elevato e stimato con maggior precisione che nella (14), appare maggiormente in grado di spiegare la varianza residua. L'analogia nei risultati è mantenuta anche nei diversi sottoperiodi; nel complesso, sembra più opportuno impiegare in qualità di proxy per l'economia la variabile disponibile per l'industria, almeno sinché non si pervenga a un adeguato indicatore ciclico per il terziario.

Il risultato empirico che il ciclo economico complessivo possa essere ben rappresentato, in questo caso, da quello dell'industria è peraltro coerente con quanto riscontrato in alcuni recenti studi sugli indicatori ciclici italiani (Schlitzer, 1993a e 1993b); le fluttuazioni della produzione industriale (intese come deviazioni dal trend) sarebbero infatti sostanzialmente coincidenti con quelle del Pil<sup>27</sup>.

Mentre le indicazioni precedenti suggeriscono che i risultati ottenuti sono, in prima approssimazione, robusti rispetto alle specificazioni alternative dell'output-gap, appare invece cruciale il periodo di stima di riferimento. Si è infatti suddiviso il periodo complessivo separando quello dell'inflazione "a due cifre" (1973.II - 1984.III) dal resto del campione. Al fine di non far dipendere il confronto dalla presenza di impulsi più evidenti nel primo sottoperiodo, quali quelli petroliferi, e di tener conto dei ridotti gradi di libertà dovuti al minor numero di osservazioni, si riportano le stime per la specificazione (10). Nel sottoperiodo di maggiore inflazione, si ha:

$$16a) \quad d\pi = 0,001 \quad +0,453(L1) \quad +0,051(L2) \quad -0,274(L3) \quad -0,173(L4) \\ (0,50) \quad (2,85) \quad (0,27) \quad (-1,37) \quad (-0,97)$$

$$-0,110 \text{ PRICEGAP}(L1) \\ (-3,53)$$

$$\alpha_0 = 0,00010 \quad \alpha_1 = 0,101 \\ (2,20) \quad (0,33)$$

$$T=46 \quad C_R^2=0,547 \quad DW=1,924$$

---

<sup>27</sup> Un interessante tentativo di misurare l'influenza della disaggregazione settoriale sul ciclo economico in Italia è svolto da Giovannini, Lippi e Savio (1993), che individuano talune particolarità (ad esempio, in ordine alla persistenza delle serie disaggregate). L'introduzione di tali recenti sviluppi empirici esula ovviamente dagli scopi di questo lavoro, ed è lasciata alla ricerca futura.

Per il periodo di inflazione "a una cifra" (1962.II - 1973.I e 1984.III - 1991.IV) si stima:

$$\begin{aligned}
 16b) \quad d\pi = & 0,002 \quad -0,088(L1) \quad +0,069(L2) \quad +0,102(L3) \quad -0,426(L4) \\
 & (0,18) \quad (-0,58) \quad (0,79) \quad (0,83) \quad (-3,32) \\
 & -0,051 \text{ PRICEGAP}(L1) \\
 & (-2,83) \\
 & \alpha_0=0,00005 \quad \alpha_1=0,430 \\
 & (3,09) \quad (1,35) \\
 T=72 \quad cR^2=0,151 \quad DW=2,389
 \end{aligned}$$

Negli anni dell'inflazione elevata e variabile (eq. 16a), questa semplice specificazione spiega oltre il cinquanta per cento dell'andamento da trimestre a trimestre del tasso di crescita dei prezzi<sup>28</sup>. Occorre invece sottolineare che la capacità esplicativa nel periodo con tassi di inflazione più moderati (eq. 16b) è molto bassa, pari a meno di un terzo di quella ottenibile nel periodo dell'inflazione a due cifre; risultati analoghi si hanno passando ai minimi quadrati ordinari, includendo gli impulsi di breve periodo sui prezzi, o se si effettuano stime fuori campione.

Si è inoltre considerato il sottoperiodo di vigenza dei cambi flessibili (1973.I - 1978.IV):

$$\begin{aligned}
 16c) \quad d\pi = & -0,002 \quad +0,243(L1) \quad +0,020(L2) \quad -0,372(L3) \quad -0,217(L4) \\
 & (-0,08) \quad (0,71) \quad (0,06) \quad (-1,13) \quad (-0,69) \\
 & -0,253 \text{ PRICEGAP}(L1) \\
 & (-2,72) \\
 & \alpha_0=0,00010 \quad \alpha_1=0,001 \\
 & (2,06) \quad (0,01) \\
 T=24 \quad cR^2=0,699 \quad DW=2,090
 \end{aligned}$$

La contrapposizione con il periodo relativo agli Accordi di Cambio (1979.I - 1991.IV) è palese:

---

<sup>28</sup> Anche in relazione alla ridotta numerosità dei dati, i sottocampioni non consentono di rilevare residui ARCH (i cui stimatori, d'altro canto, hanno proprietà solo asintotiche).

$$16d) \quad d\pi = -0,001 \quad +0,158(L1) \quad +0,089(L2) \quad +0,090(L3) \quad -0,296(L4) \\ (-0,84) \quad (0,86) \quad (0,57) \quad (0,48) \quad (-1,54)$$

$$-0,049 \text{ PRICEGAP}(L1) \\ (-1,77)$$

$$\alpha_0 = 0,00006 \quad \alpha_1 = 0,035 \\ (3,86) \quad (0,14)$$

$$T=52 \quad \text{c}R^2=0,088 \quad DW=1,767$$

In presenza di un vincolo sul cambio, non solo il potere esplicativo è un ottavo circa di quello registrato precedentemente, ma diminuisce la significatività del price-gap, che raggiunge in questo caso solo il livello del 5 per cento. Infine, si è considerato il periodo della velocità di circolazione stabile (1982.I - 1991.IV); la relazione migliora:

$$16e) \quad d\pi = -0,005 \quad -0,083(L1) \quad -0,069(L2) \quad +0,039(L3) \quad -0,342(L4) \\ (-3,24) \quad (-0,38) \quad (-0,36) \quad (0,30) \quad (-1,66)$$

$$-0,142 \text{ PRICEGAP}(L1) \\ (-2,72)$$

$$\alpha_0 = 0,00004 \quad \alpha_1 = 0,001 \\ (3,82) \quad (0,01)$$

$$T=40 \quad \text{c}R^2=0,177 \quad DW=2,229$$

In questo caso la significatività del coefficiente sembra indubbia, ma risultano senz'altro confermate sul piano previsivo le difficoltà segnalate da Grande-Rinaldi (1993) per il decennio più recente.

## 7. Conclusioni

I risultati empirici ottenuti dimostrano che l'indicatore della pressione inflazionistica può essere in grado di svolgere un utile ruolo esplicativo nel riassumere l'interagire delle variabili monetarie e reali in una specificazione dell'inflazione. La rilevanza ai fini previsivi del modello appare però limitata; occorrerebbe approfondire le connessioni dell'indicatore con altre possibili determinanti "strutturali" del livello dei prezzi, quali il divario di produttività tra settori o il grado di apertura dell'economia. Soprattutto, si deve considerare che in presenza di tassi di cambio stabili e mobilità dei capitali la moneta diviene una variabile endogena; i periodi di debolezza previsiva della specificazione tendono

infatti a coincidere con quelli ove il vincolo di cambio è stato più stringente, un problema che negli Stati Uniti non si è più posto dai tempi di Nixon.

Un'ulteriore impressione che si può trarre dalla recente diminuzione della capacità informativa del livello dei prezzi di lungo periodo è che il modello P-star rappresenti forse materiale un po' datato, quasi un retaggio degli anni settanta. Gli schemi "semplici" del monetarismo da cui il modello deriva, sia pure in una forma più attuale, hanno trovato infatti robuste verifiche empiriche nell'analisi delle iperinflazioni, mentre la loro applicazione ai tassi di crescita dei prezzi sperimentati dalle moderne economie industriali è più controversa. Inoltre è verosimile che il passaggio da saggi di inflazione più elevati agli attuali, più moderati e meno variabili, abbia determinato uno shift del processo inflazionistico, un cambiamento nella persistenza stessa del tasso di crescita dei prezzi, segnalato in questo lavoro dalla diversa struttura autoregressiva della dipendente nelle stime (16a) e (16b).

Le radici delle variazioni nella capacità previsiva dell'indicatore P-star risiedono quindi verosimilmente nell'evoluzione del regime del cambio dagli anni sessanta ad oggi. In un regime di cambi flessibili, quale quello che ha caratterizzato la nostra economia tra il primo shock petrolifero e l'entrata in vigore degli Accordi Europei di Cambio - ma il ragionamento si estende in prima approssimazione anche al caso della banda di oscillazione allargata - si può argomentare che la specificazione price-gap sia indubbiamente più efficace, poiché:

a) la mobilità del cambio tende a isolare, almeno in parte, la "piccola economia aperta" dalle variabili macroeconomiche estere e finisce quindi per esaltare la rilevanza delle determinanti interne dell'inflazione riassunte dall'indicatore P-star;

b) un sistema di cambi flessibili può avere una maggiore predisposizione inflazionistica: in presenza di un vincolo sul cambio, a fronte di una crescita del reddito reale si ha un disavanzo di bilancia dei pagamenti e un deflusso di moneta, con effetti stabilizzanti (che si sommano all'"effetto di disciplina" connesso con una più diretta esposizione alla concorrenza internazionale); in sua assenza le tensioni sui prezzi di origine interna - ove esistano - possono più facilmente innescare una svalutazione e generare nuova inflazione.

Tali caratteristiche della fluttuazione contribuiscono entrambe ad aumentare il potere esplicativo della tendenza, qui rilevata, del livello dei prezzi a riportarsi verso i valori di equilibrio dettati dai suoi fondamentali monetari e reali.

### Riferimenti bibliografici

- Angelini, P., D. F. Hendry e R. Rinaldi (1993), An Econometric Analysis of Money Demand in Italy, Banca d'Italia, Temi di discussione, di prossima pubblicazione.
- Angeloni, I. e A. Prati (1993), Liquidity Effects and the Determinants of Short-Term Interest Rates in Italy, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 199.
- Banca d'Italia (1991), Revisione degli aggregati monetari, in "Bollettino Economico", n. 17, pp. 1\*-7\*.
- Bodo, G., G. Parigi e G. Urga (1990), Test di integrazione e analisi di cointegrazione: una rassegna della letteratura e un'applicazione, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 139.
- Bordo, M. D. e L. Jonung (1990), The Long-Run Behavior of Velocity: The Institutional Approach Revisited, in "Journal of Policy Modeling", vol. 12, n. 2, pp. 165-97.
- Corker, R. J. e R. D. Haas (1991), Price Pressure Gaps: An Application of P-star Using Korean Data, IMF Working Paper, n. 26.
- Engle, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, in "Econometrica", vol. 50, n. 4, pp.987-1007.
- \_\_\_\_\_ (1983), Estimates of the Variance of US Inflation Based Upon the ARCH Model, in "Journal of Money, Credit, and Banking", vol. 15, n. 3, pp. 286-301.
- Friedman, M. (1959), The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results, in "Journal of Political Economy", vol. 67, n. 4, pp. 327-51.
- Giovannini, E., M. Lippi e G. Savio (1993), Il ciclo economico nei principali settori dell'economia italiana, Istat e Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli Studi di Roma "La Sapienza", dattiloscritto.
- Gould, J. P. e C. R. Nelson (1974), The Stochastic Structure of the Velocity of Money, in "American Economic Review", vol. 64, n. 3, pp. 405-17.

- Grande, G. e R. Rinaldi (1993), Gli indicatori della politica monetaria con un cambio fluttuante, Banca d'Italia, Servizio Studi, dattiloscritto.
- Hallman, J. J., R. D. Porter e D. H. Small (1991), Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run ?, in "American Economic Review", vol. 81, n. 4, pp. 841-58.
- Judge, G. G., W. E. Griffiths, C. R. Hill, H. Lutkephol e T. C. Lee (1985), The Theory and Practice of Econometrics, New York, Wiley, seconda edizione.
- McCallum, B. T. (1980), Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy, in "Journal of Money, Credit, and Banking", vol. 12, n. 6, pp. 716-46.
- McKenzie, C. R. e M. McAleer (1990), On Efficient Estimation and Correct Inference in Models with Generated Regressors: A General Approach, Australian National University, Working Papers in Economics and Econometrics, n. 211.
- Mussa, M. (1981), Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Expectations Model of the Inflation Process, in "American Economic Review", vol. 71, n. 6, pp. 1020-27.
- Rasche, R. H. (1991), Indicators of Inflation, Institute for Monetary and Policy Studies, Bank of Japan, ottobre, dattiloscritto.
- Schlitzer, G. (1993a), Nuovi strumenti per la valutazione e la previsione del ciclo economico in Italia, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 200.
- \_\_\_\_\_ (1993b), Business Cycles in Italy: A Retrospective Investigation, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 211.
- Signorini, L. F. (1986), Nuove valutazioni della capacità utilizzata in Italia, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 81.

## ELENCO DEI PIÙ RECENTI "TEMI DI DISCUSSIONE" (\*)

- n. 193 — *On the Economics of Interbank Payment Systems*, di P. ANGELINI e C. GIANNINI (maggio 1993).
- n. 194 — *Allocazione e riallocazione della proprietà e del controllo delle imprese: ostacoli, intermediari, regole*, di F. BARCA (maggio 1993).
- n. 195 — *Il controllo nella public company*, di M. BIANCO (maggio 1993).
- n. 196 — *Il gruppo di imprese come modello di controllo nei paesi ritardatari*, di S. TRENTO (maggio 1993).
- n. 197 — *Mercato e istituzioni della riallocazione proprietaria in Germania, Regno Unito e Francia*, di D. CARDILLI, L. PINZANI e P. E. SIGNORINI (maggio 1993).
- n. 198 — *Privatizzare: come? Spunti da una ricognizione comparata dei casi inglese e francese*, di S. CHIRI e F. PANETTA (maggio 1993).
- n. 199 — *Liquidity Effects and the Determinants of Short-Term Interest Rates in Italy*, di I. ANGELONI e A. PRATI (giugno 1993).
- n. 200 — *Nuovi strumenti per la valutazione e la previsione del ciclo economico in Italia*, di G. SCHLITZER (giugno 1993).
- n. 201 — *Controllo e gruppo: natura economica e tutela giuridica*, di F. BARCA, P. CASAVOLA e M. PERASSI (luglio 1993).
- n. 202 — *Forma giuridica, quotazione e struttura proprietaria delle imprese italiane: prime evidenze comparate*, di L. CANNARI, G. MARCHESE e M. PAGNINI (luglio 1993).
- n. 203 — *Crescita, finanziamento e riallocazione del controllo: teoria e prime evidenze empiriche per l'Italia*, di F. BARCA e G. FERRI (luglio 1993).
- n. 204 — *Tutela dei creditori e riallocazione dell'impresa nella normativa fallimentare*, di G. BOCCUZZI e R. CERCONE (luglio 1993).
- n. 205 — *Il trasferimento intergenerazionale delle imprese*, di B. MANZONE e S. TRENTO (luglio 1993).
- n. 206 — *Aspetti economici e normativi dell'attività degli enti creditizi rilevante per la riallocazione della proprietà*, di N. PESARESI (luglio 1993).
- n. 207 — *An Assessment of Systemic Risk in the Italian Clearing System*, di P. ANGELINI, G. MARESCA e D. RUSSO (luglio 1993).
- n. 208 — *La microstruttura del mercato dei titoli di Stato*, di A. SCALIA (agosto 1993).
- n. 209 — *Debt Stabilization under Fiscal Regime Uncertainty*, di F. DRUDI e A. PRATI (settembre 1993).
- n. 210 — *Sulla crescita delle piccole imprese nell'industria manifatturiera italiana*, di L. F. SIGNORINI (settembre 1993).
- n. 211 — *Business Cycles in Italy: A Retrospective Investigation*, di G. SCHLITZER (novembre 1993).
- n. 212 — *La produttività nei servizi destinabili alla vendita: nuove evidenze per un vecchio problema*, di G. PELLEGRINI (novembre 1993).
- n. 213 — *Prezzi all'esportazione e tassi di cambio: una verifica empirica*, di P. CASELLI (dicembre 1993).
- n. 214 — *Monetary Coordination under an Exchange Rate Agreement and the Optimal Monetary Instrument*, di C. MONTICELLI (dicembre 1993).
- n. 215 — *Testing Stationarity of Economic Time Series: Further Monte Carlo Evidence*, di G. SCHLITZER (gennaio 1994).
- n. 216 — *Il mercato primario dei titoli di Stato a medio e a lungo termine*, di L. BUTTIGLIONE e F. DRUDI (gennaio 1994).

---

(\*) I "Temi" possono essere richiesti a:

Banca d'Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma.

*Finito di stampare  
nel mese di gennaio 1994  
presso il Centro Stampa  
della Banca d'Italia in Roma.*



