ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Onofri, Paolo; Paruolo, Paolo; Salituro, Bruno

Working Paper

Alla ricerca di fatti stilizzati dell'economia italiana: un sistema Var strutturale

Quaderni - Working Paper DSE, No. 115

Provided in Cooperation with:
University of Bologna, Department of Economics

Suggested Citation: Onofri, Paolo; Paruolo, Paolo; Salituro, Bruno (1991) : Alla ricerca di fatti stilizzati dell'economia italiana: un sistema Var strutturale, Quaderni - Working Paper DSE, No. 115, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5249

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/158958

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

https://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

ALLA RICERCA DI FATTI STILIZZATI DELL'ECONOMIA ITALIANA: UN SISTEMA VAR STRUTTURALE

Paolo Onofri *
Paolo Paruolo **
Bruno Salituro *

luglio 1991

Riassunto

Non appare infondato sostenere che lo sviluppo del PIL italiano nel secondo dopoguerra abbia seguito un trend stocastico disturbato volta per volta da fattori di offerta e di domanda sia interni che internazionali. Analizzando la struttura delle innovazioni del PIL che emerge dall'applicazione di un sistema VAR strutturale, gli impulsi di offerta, pur fornendo il contributo più importante nella spiegazione della varianza del PIL, non sembrano essere i soli a determinarne le fluttuazioni. Fattori di domanda hanno un ruolo significativo nella loro determinazione; inoltre dall'analisi condotta non emerge alcuna predominanza di fattori internazionali rispetto a quelli interni nel tracciare il sentiero sia del prodotto che dell'inflazione.

* Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna
** Dipartimento di Scienze Statistiche "P. Fortunati", Università di Bologna

1 Introduzione (*)

Le tradizionali teorie del ciclo economico che individuano cause esclusivamente endogene delle fluttuazioni (ad esempio le varie versioni moltiplicatore-acceleratore) sono state, a partire dagli anni '60, in gran parte soppiantate dall'approccio "*impulso/meccanismo di propagazione*" che si rifà ai lavori di Frisch (1933) e Slutsky (1937). In questa prospettiva il ciclo si presenta come il risultato della complessa interazione fra la serie continua dei disturbi stocastici (impulsi) e le relazioni strutturali fra le variabili dell'economia (meccanismo di propagazione).

Recentemente particolare attenzione è stata rivolta a una più precisa identificazione delle caratteristiche degli impulsi che costituiscono la fonte delle fluttuazioni cicliche. Questo interesse è giustificato dal fatto che differenti teorie del ciclo economico (teoria keynesiana, approccio con informazione imperfetta; teoria del ciclo reale) attribuiscono diversi gradi di importanza ai vari tipi di shock che influenzano il prodotto. Lo studio della relativa importanza dei vari shock e della

---

(*) Si ringraziano i partecipanti al convegno per utili commenti. Pur essendo il lavoro frutto della ricerca comune e originato da uno stimolo iniziale di P. Onofri, si specifica a scopi ufficiali che le sezioni 1, 2, 5, e 6 sono state curate da B. Salituro e le sezioni 3 e 4 da P. Paruolo.

dinamica dei loro effetti sul prodotto nel breve e nel lungo periodo può quindi facilitare una discriminazione fra le varie teorie del ciclo (oltre che offrire spunti di riflessione su altri aspetti teorici controversi quali il ruolo delle politiche di domanda). Punto di partenza di questa letteratura recente è stata la questione dell'esistenza di un *trend stocastico* delle variabili macroeconomiche, collegata alla presenza di *radici unitarie* nella rappresentazione autoregressiva di molte rilevanti serie macroeconomiche (Nelson-Plosser 1982, Ardeni Paruolo 1991). Gli studi empirici si sono limitati inizialmente ad un *ambito univariato*. Ad esempio, utilizzando un approccio a componenti non osservate, Nelson Plosser (1982); Beveridge-Nelson (1981); Watson (1986); Clark (1987) decompongono la serie dell'output in una componente permanente, random walk, e una componente stazionaria; la prima componente viene interpretata come trend e attribuita a fattori reali, la seconda - transitoria - viene identificata come l'elemento ciclico della serie determinato da fattori di domanda. Come è ormai riconosciuto, tuttavia, gli studi univariati non riescono a discriminare fra teoria del Real Business Cycle e altre teorie del ciclo, non essendo in grado di misurare in modo non ambiguo la relativa importanza della componente di trend rispetto alla componente ciclica, ossia la relativa importanza dei fattori da domanda e da offerta nello spiegare le fluttuazioni dell'output. I risultati ottenuti, non sempre concordi, dipendono infatti in modo determinante dalla strategia di stima impiegata e dalle ipotesi preliminari avanzate a proposito della correlazione fra trend e ciclo.

Una diversa impostazione, per sfuggire tale impasse, comporta l'utilizzo di un'*analisi bivariata o multivariata*, tramite la quale si intendono identificare gli impulsi che generano il ciclo ricorrendo a informazioni provenienti anche da altre variabili economiche oltre l'output. L'analisi multivariata può permettere l'identificazione di più disturbi nell'ambito della struttura simultanea: ad esempio si possono distinguere shock sull'offerta di lavoro e sulla tecnologia, individuare shock di origine internazionale, distinguere fra effetti di breve e di lungo periodo. Qualora le serie utilizzate risultino cointegrate si possono identificare i trend comuni alle variabili e riprendere, seppure in ambito multivariato, l'analisi trend-ciclo iniziata nei modelli univariati.

Il problema centrale dell'analisi multivariata è quello dell'identificazione dei parametri che

esprimano le relazioni fra i diversi shock o innovazioni sulle variabili. Le critiche di Sims (1980) all'approccio classico per risolvere il problema dell'identificazione hanno portato ad un uso sempre più frequente di modelli di tipo VAR. Dubbi vengono però avanzati sulla capacità di questa impostazione di fornire stime non ambigue della scomposizione della varianza e delle funzioni di reazione agli impulsi (sulla capacità quindi di discriminare fra modelli strutturali alternativi). Come è noto, infatti, per ottenere tali stime in modo non ambiguo la procedura proposta da Sims (1980) impone una struttura recursiva al modello strutturale. E' chiaro tuttavia che se non vi sono particolari ragioni teoriche a sostenere l'ipotesi di recursività del modello strutturale, i valori stimati delle funzioni di impulso risposta e della scomposizione della varianza non hanno in realtà un preciso significato economico.

Recentemente vari autori fra cui Blanchard-Watson (1986), Blanchard-Quah (1989), Shapiro-Watson (1988) hanno proposto metodi alternativi per identificare le innovazioni strutturali nell'ipotesi di inesistenza di relazioni di cointegrazione fra livelli delle variabili. L'insieme di restrizioni utilizzate in tali studi ai fini di identificazione ha, tuttavia, una *esplicita interpretazione economica.* Fra tali metodi si possono distinguere due procedure a seconda del tipo di restrizioni utilizzate: in un caso, restrizioni sugli effetti *contemporanei* delle innovazioni sulle variabili, nel secondo caso restrizioni sugli effetti dinamici di *lungo periodo* delle medesime innovazioni.

Nel presente lavoro si analizza un sistema comprendente cinque variabili macroeconomiche secondo le linee testè indicate. Le assunzioni identificanti avanzate possono essere ritenute sufficientemente generali da permettere un "certo" grado di agnosticismo teorico, con l'ambizione, in tal modo, di individuare eventuali "fatti stilizzati" delle fluttuazioni dell'economia italiana. La selezione delle variabili oggetto di studio (ovviamente non immune da *a priori*) privilegia le caratteristiche di economia aperta. Gli impulsi da offerta e da domanda possono quindi provenire sia dall'esterno (ragione di scambio internazionale e domanda mondiale, rispettivamente), sia dall'interno (tecnologia e politiche).

I dati sono costituiti prevalentemente da serie storiche della contabilità nazionale trimestrale

1954-1989. Essa è stata ricostruita da Prometeia, prima a livello annuale per il periodo 1951-1969 in modo compatibile con la nuova contabilità Istat, e, successivamente, trimestralizzata sulla base degli andamenti trimestrali di precedenti serie storiche di contabilità trimestrale.

2 Un modello teorico

Il modello di riferimento nell'indagine empirica è quello proposto da Shapiro-Watson (1988), le cui caratteristiche di lungo periodo derivano dalla teoria neoclassica della crescita. Si consideri come funzione di produzione di *steady state* la seguente funzione Cobb Douglas a rendimenti di scala costanti

$$y_t^* = \alpha f_t^* + (1-\alpha)k_t^* + \lambda_t^* \tag{1}$$

dove y^* è il logaritmo del prodotto, f_t^* e k^* sono i logaritmi degli input di lavoro e di capitale e λ^* è il logaritmo della produttività totale dei fattori (del progresso tecnico).

Ipotizzando un rapporto capitale/prodotto approssimativamente costante nel lungo periodo, $k_t^* = y_t^* + \overline{\eta}$, e sostituendo nella (1) si ottiene

$$y_t^* = \beta_0 + f_t^* + \frac{1}{\alpha}\lambda_t^* \tag{2}$$

dove $\beta_0 \equiv (1-\alpha)\overline{\eta} / \alpha$.

L'equazione (2) mostra che, nell'ipotesi di rapporto capitale/prodotto costante, la differenza fra logaritmo del prodotto e dell'input di lavoro identifica un multiplo del progresso tecnico. Nell'ipotesi che il processo di generazione del progresso tecnico sia si tipo nonstazionario, non vi è pertanto motivo teorico per ritenere che prodotto e input di lavoro presentino lo stesso andamento di lungo periodo, ovvero abbiamo un trend comune, indipendentemente dell'assunto di costanza del rapporto capitale/prodotto.

Si considerino ora i seguenti processi di generazione dell'offerta di lavoro f_t^* e della tecnologia λ^*

(3) $$f_t^* = \beta_o^f + f_{t-1}^* + z^f(L)\varepsilon_t^f$$

(4) $$\lambda_t^* = \beta_o^\lambda + \lambda_{t-1}^* + z^\lambda(L)\varepsilon_t^\lambda$$

dove z^i sono polinomi nell'operatore ritardo L. Tali processi di generazione per la tecnologia e l'offerta di lavoro sono nonstazionari [I(1)] e si riducono a processi random walk (geometrici) con drift se $z^i(L) = 1$, $i = f, \lambda$. Queste equazioni descrivono il tasso di crescita dell'input di lavoro e della produttività totale dei fattori come funzioni di un ritardo distribuito delle rispettive innovazioni; ε^f e ε^λ sono ipotizzati serialmente incorrelati oltre che incorrelati fra loro.

Si ipotizzi inoltre che le deviazioni del prodotto realizzato e dell'input di lavoro utilizzato dai corrispettivi valori di trend stocastico dipendano da vari tipi di shock, ovvero

(5) $$y_t = y_t^* + \gamma^y(L)(\varepsilon_t^f, \varepsilon_t^\lambda, \varepsilon_t^u, \varepsilon_t^\pi)'$$

(6) $$f_t = f_t^* + \gamma^f(L)(\varepsilon_t^f, \varepsilon_t^\lambda, \varepsilon_t^u, \varepsilon_t^\pi)'$$

dove ε^u e ε^π sono shock che originano dal lato della domanda. Seguendo Shapiro-Watson (1988) possiamo immaginare che ε^u rappresenti uno shock che si genera nel mercato dei beni (per esemplificare shock sulla IS) mentre ε^π esprima shock di tipo più propriamente monetario (shock sulla LM).

Le equazioni (5) e (6) descrivono in modo sintetico non solo come shock sulla tecnologia ε^λ e sull'offerta di lavoro ε^f possono provocare discrepanze del livello dell'output e dell'input di lavoro dal valore di trend stocastico, ma come anche shock da domanda $(\varepsilon^u, \varepsilon^\pi)$ possano determinare tali divergenze. Come si può osservare dal confronto tra le equazioni (5) (6) e (3) (4), gli effetti dei disturbi di domanda si esauriscono, per ipotesi, nel breve periodo. Dalla caratterizzazione dei processi dell'input di lavoro e della tecnologia di stato uniforme (3) (4) e dalle assunzioni (5) (6) segue che i processi del prodotto realizzato e dell'input di lavoro impiegato sono anch'essi non stazionari; in base poi alle considerazioni relative alla non stazionarietà del progresso tecnico, tali

processi non sono cointegrati. La considerazione delle differenze delle equazioni (5) e (6) anzichè dei livelli è pertanto giustificata; in tal modo si ottiene (sopprimendo le costanti):

$$\Delta y_t = z^f(L)\varepsilon_t^f + \frac{1}{\alpha} z^\lambda(L)\varepsilon_t^\lambda + \Delta\gamma^y(L)\,(\varepsilon_t^f, \varepsilon_t^\lambda, \varepsilon_t^u, \varepsilon_t^\pi)' \tag{7}$$

$$\Delta f_t = z^f(L)\varepsilon_t^f + \Delta\gamma^f(L)\,(\varepsilon_t^f, \varepsilon_t^\lambda, \varepsilon_t^u, \varepsilon_t^\pi)' \tag{8}$$

E' opportuno integrare le schema precedente con altre equazioni: una per il tasso di disoccupazione e l'altra per il tasso di inflazione. L'ipotesi sottostante alla scelta di tali variabili è che la prima variabile possa riflettere gli impulsi di domanda reale e la seconda gli impulsi di domanda nominale:

$$\Delta u_t = k^y(L)\,(\varepsilon^f, \varepsilon^\lambda, \varepsilon^u, \varepsilon^\pi)' \tag{9}$$

$$\Delta\pi_t = k^\pi(L)\,(\varepsilon^f, \varepsilon^\lambda, \varepsilon^u, \varepsilon^\pi)' \tag{10}$$

Ciò non esclude comunque che tutti gli shock del sistema influenzino Δu_t e $\Delta\pi_t$. Il tasso di disoccupazione appare in differenza prima per il sospetto che la serie storica corrispondente risulti non stazionarie e debba essere differenziata una volta per indurre stazionarietà, nell'assunto di assenza di cointegrazione con le rimanenti variabili. Per il tasso di inflazione si considera sia un processo di generazione di tipo stazionario sia di tipo nonstazionario. Il sistema di equazioni diviene quindi

$$\begin{pmatrix} \Delta f_t \\ \Delta y_t \\ \Delta u_t \\ \Delta\pi_t \end{pmatrix} = C(L) \begin{pmatrix} \varepsilon^f \\ \varepsilon^\lambda \\ \varepsilon^u \\ \varepsilon^\pi \end{pmatrix} \qquad \text{o} \qquad \begin{pmatrix} \Delta f_t \\ \Delta y_t \\ \Delta u_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = C(L) \begin{pmatrix} \varepsilon^f \\ \varepsilon^\lambda \\ \varepsilon^u \\ \varepsilon^\pi \end{pmatrix} \tag{11}$$

dove $C(L) = C_o + C_1 L + C_2 L^2 + \ldots$ sono polinomi matriciali di ordine infinito nell'operatore ritardo L; $C(L)$ ed ε^i nei due sistemi indicati devono intedersi, ovviamente, corrispondenti alle rispettive variabili di primo membro.

Il modello presentato appare tuttavia poco soddisfacente per una economia aperta come quella italiana nella quale l'effetto di shock internazionali dovrebbe, almeno a prima vista, influenzare in

modo rilevante le fluttuazioni cicliche. L'effetto di questi shock dovrebbe potersi cogliere allargando il modello per contenere anche due fonti di disturbi esterni: da una parte le modificazioni della ragione di scambio intenazionale (q_t) e dall'altra le fluttuazioni della domanda mondiale (d_t). Potrebbe essere evocativo definire gli shock sulla ragione di scambio come shock internazionali da offerta e i disturbi nella domanda mondiale come shock internazionali da domanda. Questa interpretazione non appare tuttavia del tutto convincente; la domanda mondiale può essere vista infatti come una proxy dell'output mondiale e si potrebbe quindi ritenere che essa colga un elemento di crescita comune ai vari paesi, elemento che in alcuni studi (Stockman (1988)) è stato ascritto a fattori tecnologici piuttosto che di domanda. Pertanto anche dietro i disturbi della domanda mondiale possono individuarsi fattori da offerta, oltrechè da domanda. Questo è il motivo per cui nella stima del modello, come si vedrà, non si è trattata la domanda mondiale in modo simmetrico rispetto alla domanda interna e non si è ritenuto opportuno ipotizzare che shock provenienti dalla domanda mondiale abbiano effetti nulli sul prodotto nel lungo periodo.

3 Analisi statistiche preliminari

Il modello teorico illustrato nella sezione precedente assume la presenza di trend stocastici nelle serie storiche delle variabili. La specificazione econometrica del sistema è legata, inoltre, alla presenza o meno di cointegrazione fra tali variabili; lo studio pertanto delle caratteristiche delle serie storiche corrispondenti alle variabili individuate nello schema teorico costituisce un passaggio obbligato nell'analisi empirica.

Nelle figure 1-6 sono rappresentate le serie storiche trimestrali delle variabili in questione nel periodo 1960 Q1 - 1989 Q4. Esse sono: la ragione di scambio internazionale q (prezzo manufatti / prezzo delle materie prime incluso il petrolio), il logaritmo della domanda mondiale d, il logaritmo delle forze di lavoro f, il logaritmo del prodotto interno lordo y, il tasso di disoccupazione maschile u, il tasso di inflazione tendenziale π.

E' necessario precisare che, al fine di esprimere in modo appropriato gli impulsi di domanda reale,

abbiamo ritenuto opportuno utilizzare la disoccupazione maschile anzichè la disoccupazione totale nell'analisi empirica. E' noto, infatti, che la disoccupazione totale è influenzata in modo rilevante da una tendenza crescente di lungo periodo del tasso di partecipazione femminile e che condizioni congiunturali del mercato del lavoro sembrano essere meglio catturate dalla disoccupazione maschile (per tutti si veda Tomasini (1989)).

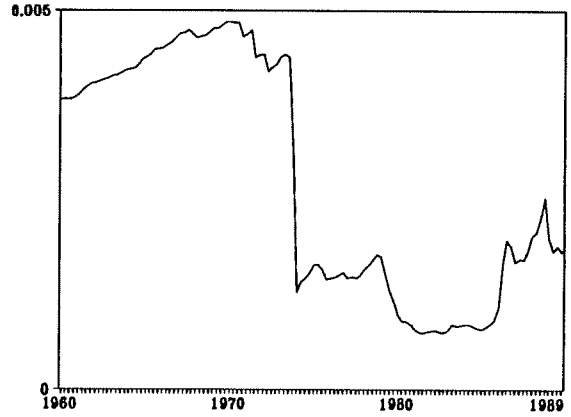

Fig. 1 Ragione di scambio internazionale

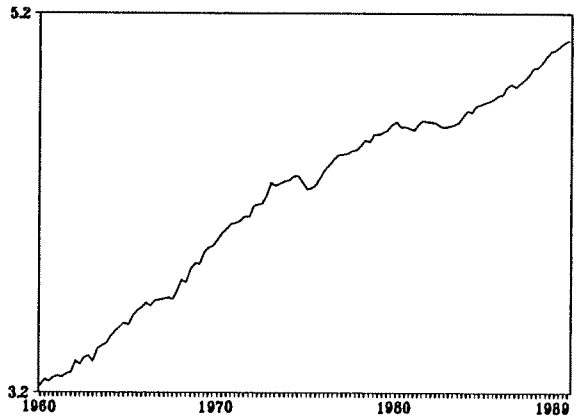

Fig. 2 Logaritmo della domanda mondiale

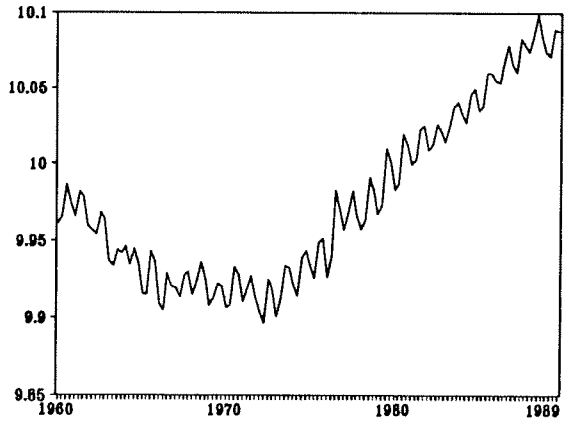

Fig. 3 Logaritmo delle forze di lavoro

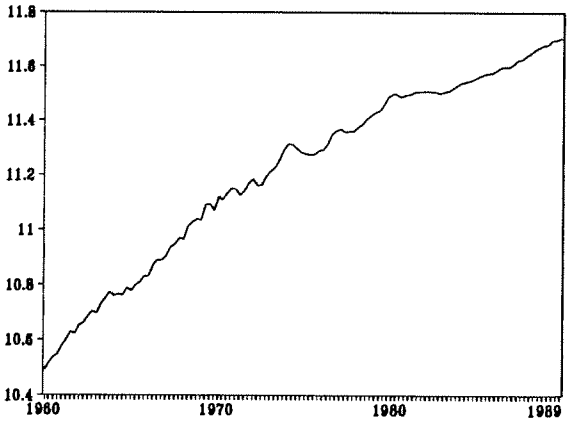

Fig. 4 Logaritmo del PIL destagionalizzato

L'analisi grafica pare suggerire la nonstazionarietà di tutte le serie storiche considerate. Inoltre, a prima vista, l'ipotesi di presenza di un trend lineare deterministico nella domanda mondiale e nel prodotto interno lordo pare plausibile, dato l'andamento crescente delle serie nel periodo campione. La tav. 1 riporta alcuni test di radici unitarie per le serie destagionalizzate; essi non rifiutano l'ipotesi di una radice unitaria 1) e sembrano inoltre escludere la rilevanza di un trend lineare come unica

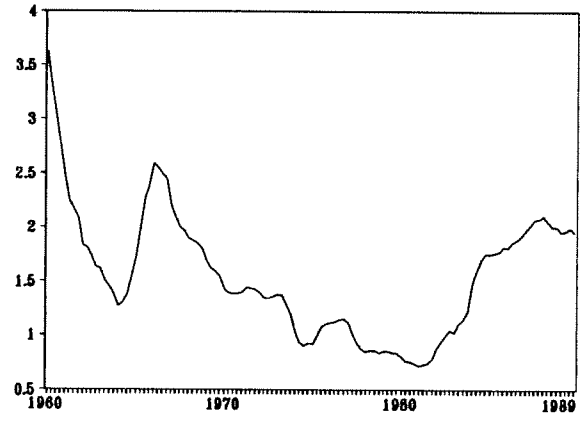

Fig. 5 Tasso di disoccupazione maschile

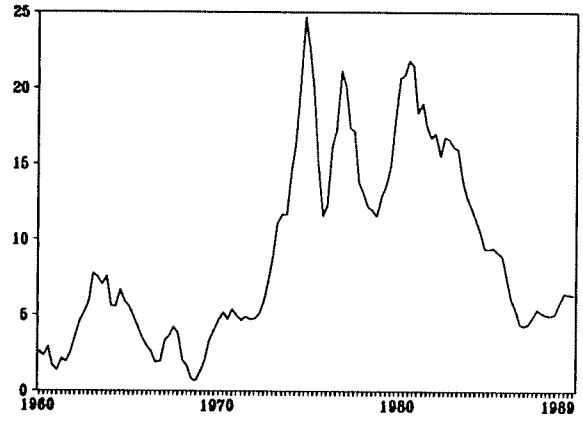

Fig. 6 Tasso di inflazione

componente nonstazionaria presente nelle serie storiche della domanda mondiale e del prodotto interno lordo. Analoghi risultati sono stati ottenuti sulle serie stagionali grezze in riferimento alla radice unitaria a frequenza 0 con i test di Hylleberg et al. (1990). Sia l'analisi grafica sia l'analisi statistica dell'ipotesi di non stazionarietà suggeriscono quindi che le serie storiche in questione siano guidate da trend stocastici.

Considerazioni di natura economica, quali la difficoltà concettuale ad ammettere, per un paese a sviluppo maturo, un tasso medio di inflazione completamente privo di un livello di riferimento nel lungo periodo, potrebbero suggerire che il risultato di nonstazionarietà ottenuto per il tasso di inflazione possa essere la conseguenza di un intervallo temporale non sufficientemente ampio da includere il rientro dall'inflazione associata ai due shock petroliferi. Ci sentiamo quindi, almeno parzialmente, autorizzati ad esplorare anche il caso in cui l'inflazione sia stazionaria, procedendo alla stima di un sistema nel quale l'inflazione compaia in livelli e non in differenze prime.

Oltre che dall'eventuale stazionarietá delle serie storiche, la specificazione econometrica da adottare è collegata alla possibilità che le variabili siano o meno cointegrate. A tal fine si sono effettuati i test di cointegrazione di Johansen (1989, 90) su alcuni sistemi, i cui risultati sono riportati nella tav. 2.

variabile	periodo	trend	n lag	ADF
d	1961.1/1990.1	si	4	-0.87
d	1961.1/1990.1	no	4	-1.97
q	1961.1/1989.4	no	4	-0.94
y	1961.1/1989.4	si	4	-1.78
y	1961.1/1989.4	no	4	-2.36
f	1961.1/1989.4	no	4	1.24
u	1961.1/1989.4	no	4	-2.07
π	1961.1/1989.4	no	4	-1.38

Tav. 1 Test di radici unitarie; valore critico ADF (senza trend) 5% -2.89

variabili	rango di cointegrazione*
d,q	0
d,q,y	0
d,q,y,u	0
d,q,y,u,π	0
d,q,y,f,u,π	2

Tav. 2 test di cointegrazione *
Il rango di cointegrazione riportato è pari al numero di vettori di cointegrazione significativi al 95%

Come è evidente dalla tav. 2 il test sul sistema comprendente sei variabili indica la presenza di due vettori di cointegrazione; qualora si escluda la variabile f il rango di cointegrazione appare invece nullo. Il livello di f (forze di lavoro) sembra quindi esplicitare tendenze di lungo periodo fra i livelli delle altre variabili del sistema. Le implicazioni per l'analisi empirica di questo risultato sono esposte nel seguito.

4 La specificazione econometrica

Le finalità dell'analisi impulso/meccanismo di propagazione consistono nell'identificazione degli impulsi che hanno determinato l'andamento ciclico del prodotto, nella valutazione degli effetti dinamici di tali shock, nonchè nella misura della loro relativa importanza nelle fluttuazioni economiche. In particolare, prendendo spunto dal modello teorico sopra presentato, ci si propone di

individuare: a) gli shock di origine internazionale; b) gli impulsi (interni) da offerta ascrivibili, da una parte, al progresso tecnico e, dall'altra, a fattori legati all'offerta di lavoro; c) gli impulsi (interni) da domanda suddivisi a loro volta in disturbi di origine monetaria e disturbi di domanda reale derivanti cioè da modifiche nei gusti dei consumatori, nelle politiche fiscali, nella propensione a investire ecc. Una volta individuati i vari impulsi e calcolata la loro importanza relativa nella spiegazione delle fluttuazioni cicliche (ad esempio l'importanza relativa dei disturbi da domanda o da offerta), qualora emergano regolarità empiriche, si potrebbe parlare dell'individuazione di 'fatti stilizzati' per l'economia italiana.

Il modello analizzato è rappresentato dal sistema (11) al quale vengono aggiunte le equazioni relative ai disturbi sulla ragione di scambio internazionale e sulla domanda mondiale. In particolare, rappresentato con X_t il vettore di variabili $X_t \equiv (q_t, d_t, f_t, y_t, u_t, \pi_t)'$ ovvero il vettore $X_t \equiv (q_t, d_t, f_t, y_t, u_t, \sum_{i=0}^{t} \pi_i)'$, se ΔX_t risulta stazionario, tale sistema ammette una rappresentazione a media mobile infinita del tipo 2)

$$\Delta X_t = C(L)\varepsilon_t \qquad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = diag(\sigma_1^2, \sigma_2^2 \ldots \sigma_p^2) \tag{12}$$

Si definisca la matrice dei moltiplicatori che misurano gli effetti di lungo periodo dei disturbi ε sulle variabili del sistema come: $C(1) \equiv \sum_{i=0}^{\infty} C_i$. Se $C(1)$ ha rango pieno si desume l'assenza di relazioni di cointegrazione fra le variabili considerate (Johansen, 1989), rendendo possibile al stima del sistema in modo analogo al caso stazionario.

Per il sistema a cinque equazioni corrispondente al vettore $X_t \equiv (q_t, d_t, y_t, u_t, \pi_t)'$ la condizione di rango pieno della matrice $C(1)$ appare soddisfatta; è risultato quindi conveniente fare riferimento a tale sistema nell'analisi empirica 3) . Ciò comporta, tuttavia, che il disturbo che viene identificato nell'equazione per il prodotto non possa più essere ascritto univocamente a shock sul progresso tecnico; esso andrà invece ricondotto a una miscela fra questo tipo di impulso e quello derivante dall'offerta di lavoro.

Definito in questo modo l'insieme delle variabili da indagare, va ricordato che per identificare un

sistema simultaneo di equazioni è necessario imporre una serie di restrizioni 4) . Una volta imposta in ogni equazione la normalizzazione a 1 del coefficiente della variabile dipendente, il numero di restrizioni necessarie alla esatta identificazione di un modello strutturale, all'interno della forma ridotta in rappresentazione VAR è pari a $p(p-1)/2$ (dove p è il numero delle variabili endogene). Queste restrizioni possono essere derivate dalla teoria economica come relazioni di causalità di breve o lungo periodo, che si traducono in restrizioni di esclusione di alcune variabili esplicative in determinate equazioni. Nell'impostazione seguita, suggerita in Blanchard-Quah (1989), le restrizioni sono originate da ipotesi sugli effetti di lungo periodo di alcune variabili su altre. In particolare, le ipotesi qui adottate sono:

a) che la ragione si scambio internazionale e la domanda mondiale non siano influenzate da variabili interne; inoltre, benchè sia probabile che esistano rapporti complessi fra queste due variabili, l'unico canale di cui teniamo conto nell'analisi empirica è l'effetto che va dalla ragione di scambio alla domanda mondiale. In altre parole, mentre si suppone che la domanda mondiale non influenzi la ragione di scambio internazionale, non si esclude a priori che variazioni di quest'ultima provochino mutamenti nella domanda mondiale. L'idea è che variazioni di q comportino redistribuzioni di reddito fra le diverse aree mondiali; assumendo che esistano fra queste aree differenze nelle propensioni marginali a consumare, cambiamenti nella ragione di scambio internazionale dovrebbero associarsi a variazioni permanenti della domanda mondiale.

b) che il prodotto y non sia influenzato nel lungo periodo dagli shock da domanda ε^{u} e ε^{π}. Questa è con ogni probabilità la restrizione più controvertibile fra quelle che vengono imposte. In effetti vari argomenti sono stati avanzati per evidenziare la possibilità alternativa di effetti permanenti della domanda sul prodotto, ad esempio nei modelli che danno vita a molteplicità di equilibri (vedi fra gli altri, Cooper-John 1988), o nei modelli che prevedono isteresi sul mercato del lavoro. L'ipotesi che imponiamo è tuttavia coerente con la teoria neoclassica della

crescita e può essere accettata, almeno in prima approssimazione, se si ritiene ragionevole supporre che, nel lungo periodo, l'effetto sull'output di fattori di domanda sia sensibilmente inferiore all'influenza esercitata da fattori di offerta.

c) infine, per identificare separatamente i due disturbi da domanda, mantenendo l'assunto che la domanda come tale non abbia effetti nel lungo periodo sul prodotto, si avanza l'ipotesi che gli impulsi nominali non influenzino nel lungo andare la domanda reale. Poichè abbiamo cercato di catturare gli impulsi provenienti da quest'ultima attraverso le innovazioni della serie storica della disoccupazione maschile, ciò equivale a supporre che l'impulso di origine monetaria (espresso nel nostro caso dalle innovazioni della serie storica dell'inflazione) non abbia effetti di lungo periodo sul tasso di disoccupazione.

Val la pena ribadire che tutte le ipotesi enunciate vengono imposte al fine di identificare il modello e non sono quindi sottoposte a test 5) . Le restrizioni di lungo periodo così avanzate, che consentono l'identificazione dei disturbi all'interno del modello, corrispondono all'ipotesi di triangolarità della matrice $C(1)$ nella rappresentazione a media mobile (12) e quindi al numero di zeri che compaiono nella matrice $C(1)$. In particolare le ipotesi sub (a) comportano 7 restrizioni; quelle sub (b) 2 restrizioni; infine, l'ipotesi sub (c) una restrizione.

$$\begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 & 0 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & 0 & 0 \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} & 0 \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & c_{55} \end{pmatrix}$$

In altri termini, ricordando che $C(1)$ è la matrice dei moltiplicatori di lungo periodo, se la somma degli effetti di uno shock ε^j sulla differenza prima di un'altra variabile è diversa da zero, allora l'influsso di tale shock sul livello della variabile considerata risulta permanente. Nel caso opposto in cui la somma degli effetti è nulla, siamo di fronte a uno shock transitorio la cui influenza scompare nel lungo periodo.

Dalla condizione di invertibilità della rappresentazione a media mobile (12) si ottiene la rappresentazione autoregressiva (ipotizzata di ordine finito):

(13) $$A(L)\Delta X_t = \varepsilon_t$$

dove $A(L)C(L) = I$ e $A(L) = A_o - A_1 L - A_2 L^2 - \ldots A_k L_k$. Si può osservare che le restrizioni in $C(1)$ corrispondono a un'analoga triangolarità della matrice $A(1)$.

Al fine di imporre tali restrizioni al momento della stima è sufficiente considerare la seguente scomposizione (si veda l'appendice):

(14) $$A(L) = A(1) - (1-L)A^*(L)$$

Sostituendo nella (13) si ottiene

(15) $$A(1)\Delta X_t = A^*(L)\Delta^2 X_t + \varepsilon_t$$

Pertanto quando $A(1)$ ha forma triangolare, il sistema (15) risulta apparentemente ricorsivo. Tuttavia tale sistema non soddisfa la definizione di ricorsività in quanto, sebbene la matrice $A(1)$ sia triangolare e le innovazioni siano incorrelate, ciascuna equazione nella (15) comprende differenze seconde contemporanee fra le variabili esplicative.

Per questo modello un possibile metodo di stima, adottato in studi precedenti (Shapiro-Watson 1988), che risulta essenzialmente equivalente a una procedura di minimi quadrati a due stadi, prevede la stima di ciascuna equazione del sistema (15), nell'ordine indicato dalla triangolarità di $A(1)$ e $C(1)$ con variabili strumentali, sostituendo via via il residuo dell'equazione corrispondente alla variabile dipendente contemporanea (in differenza prima) nell'equazione successiva.

Per precisione, a scopo esemplificativo, l'equazione stimata per il prodotto che è risultata la seguente:

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^{m} a_i^q \Delta q_{t-i} + \sum_{i=0}^{m} a_i^d \Delta d_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} a_i^y \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m-1} a_i^u \Delta^2 u_{t-i} + \sum_{i=0}^{m-1} a_i^\pi \Delta^2 \pi_{t-i} + \varepsilon_t^y$$

dove si sono utilizzate come variabili strumentali le stesse variabili ritardate di un periodo.

Analoga procedura si è seguita per le restanti equazioni. (Il modello è stato stimato con m=4 e introducendo una costante e dummy stagionali). Per quanto riguarda le ipotesi avanzate al punto

(a), corrispondenti a restrizioni a zero dei parametri delle variabili nazionali nelle equazioni delle variabili estere, ricordiamo che l'assunzione di ininfluenza di d nella equazione di q, implica la nullità dei coefficienti di tale variabile nella equazione per la ragione di scambio 6) .

5 Commento dei risultati

Poichè le fonti delle fluttuazioni cicliche sono identificate nei disturbi delle varie equazioni, i risultati ottenuti sono più utilmente descritti, piuttosto che dalle stime dei parametri delle equazioni come nella tradizionale analisi econometrica, *a*) attraverso i grafici che descrivono la reazione dinamica del PIL e dell'inflazione ai vari shock che intervengono nel sistema (le funzioni di risposta agli impulsi); *b*) tramite la scomposizione della varianza del PIL e dell'inflazione. Questa, indicando il contributo relativo dei vari shock alla spiegazione degli errori commessi nel prevedere le suddette variabili, offre una misura della importanza relativa dei vari disturbi (da domanda, da offerta, ecc.) nel determinare le fluttuazioni del prodotto e dei prezzi.

Conviene, in via preliminare analizzare l'effetto di uno shock da offerta sul tasso di inflazione, considerato nonstazionario come suggerito dai test presentati nel paragrafo 3. Lo shock da offerta, individuato nel residuo dell'equazione relativa a y, viene interpretato, come si ricorderà, come una miscela di impulsi tecnologici e di disturbi sull'offerta di lavoro.

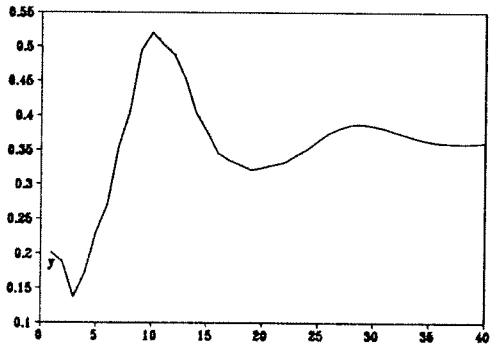

Fig. 7 Risposta del tasso di inflazione a uno shock di offerta
(di misura pari a una deviazione standard)

Il risultato non appare coerente con tale interpretazione. In effetti ci si attenderebbe che shock positivi da offerta (aumenti della produttività dovuta a miglioramenti tecnici; incrementi dell'offerta di lavoro) avessero effetti negativi, o quantomeno neutrali, sul livello aggregato dei prezzi. Questo risultato anomalo ci ha spinto a prendere in considerazione la possibilità che il tasso di inflazione nel più lungo andare sia stazionario nei livelli. I risultati descritti nel seguito si riferiscono pertanto a quest'ultimo modello; esporremo tuttavia nel testo le differenze più significative che emergono con il caso in cui π è considerato nonstazionario.

Prima di procedere alla presentazione delle funzioni di risposta agli impulsi e della scomposizione della varianza del prodotto e dell'inflazione, sembra opportuno soffermarsi sulle serie storiche degli impulsi che l'indagine condotta sui dati trimestrali dall'economia italiana nel periodo 1960-1989, ha consentito di isolare. Le serie storiche ottenute sono rappresentate nelle figure 8, 9, 10, 11, 12. Per quanto riguarda le innovazioni nelle variabili internazionali, pochi commenti sono necessari per quelle relative alla ragione di scambio tra manufatti e materie prime energetiche e non. Di maggiore interesse è osservare l'intensità degli impulsi negativi lungo quasi tutti gli anni ottanta nella domanda mondiale. Per un verso essi possono essere attribuiti almeno in parte alla minore crescita del commercio mondiale per unità di prodotto interno lordo mondiale. Per altro verso, essi presentano una somiglianza evidente con gli andamenti, che più oltre mostreremo, delle innovazioni dell'offerta interna. Non certo in contraddizione con l'ipotesi avanzata in precedenza, che le innovazioni nella domanda mondiale siano anch'esse un veicolo di impulsi di progresso tecnico che si diffondono attraverso i paesi e all'interno dei singoli settori produttivi.

Per quanto riguarda gli impulsi di origine interna, la domanda reale avrebbe fornito impulsi espansivi per gran parte del ventennio 1960-1980; fa eccezione una successione di forti impulsi restrittivi nel 1964-65. Negli anni ottanta l'effetto degli impulsi di domanda reale si rivela prevalentemente restrittivo con un insieme di impulsi di evidente intensità attorno al 1985.

Può apparire interessante osservare che nel corso degli anni settanta non vi sarebbero shock significativi di domanda reale in senso restrittivo, nonostante le due manovre di bilancio messe in atto

nel 1974 e nel 1976-7. A fronte di questi impulsi per tutto il ventennio orientati più al sostegno della attività che al suo contenimento, gli impulsi di domanda nominale presentano una maggiore varietà nel corso del tempo. Appaiono prevalentemente restrittivi negli anni sessanta, nonostante il fatto che se si osserva la crescita delle grandezze monetarie questa appare decisamente superiore a quella del reddito nominale (ad esempio M2 cresce ad un tasso del 13,4 % a fronte di una crescita media del PIL nominale del 10,1 per cento). Gli effetti espansivi di impulsi monetari iniziano a manifestarsi con l'abbandono dei cambi fissi; nel periodo 1976-82 si ha la variabilità massima degli impulsi monetari. Dopodichè, in coerenza con l'intuizione empirica, prevalgono, se si esclude il 1988, impulsi restrittivi di domanda nominale.

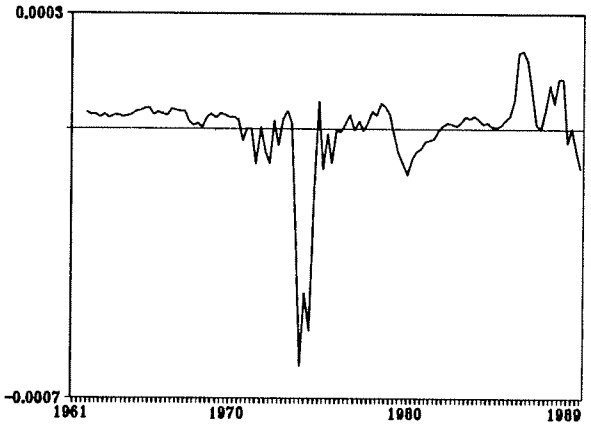

Fig. 8 Impulsi sulla ragione di scambio internazionale (media mobile degli ultimi 4 termini)

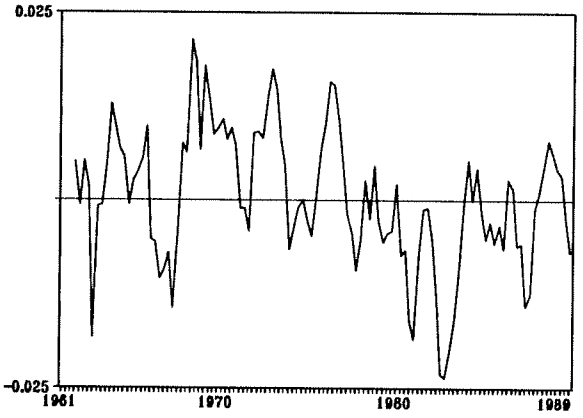

Fig. 9 Impulsi sulla domanda mondiale (media mobile degli ultimi 4 termini)

Nel complesso, quindi, nell'ultimo decennio (o meglio dal 1982-83) gli impulsi all'attività economica che sembrerebbero imputabili ad innovazioni nel comportamento della domanda interna risultano di natura prevalentemente restrittiva. La lenta riduzione del fabbisogno primario del settore pubblico non avrebbe trovato compensazioni nè nella modificazione degli *animal spirits* imprenditoriali nè in innovazioni nel comportamento del consumatore di fronte a maggiori opportunità di credito al consumo, e avrebbe accompagnato la politica monetaria mediamente più restrittiva.

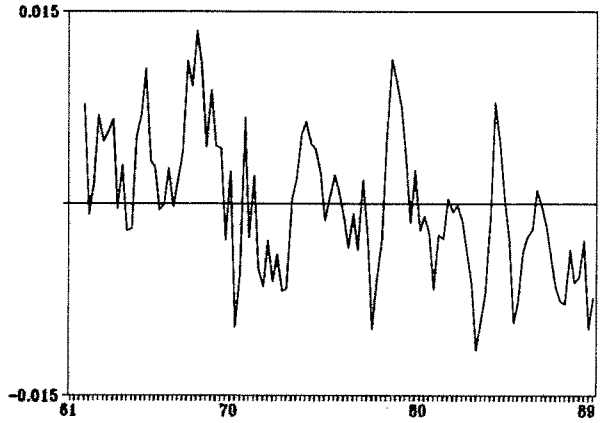

Fig. 10 Impulsi da offerta interna (media mobile degli ultimi 4 termini)

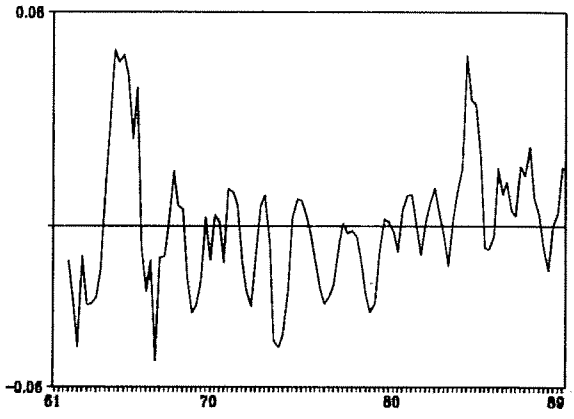

Fig. 11 Impulsi sulla domanda reale interna (media mobile degli ultimi 4 termini; nota bene: valori positivi nel grafico corrispondono a impulsi negativi)

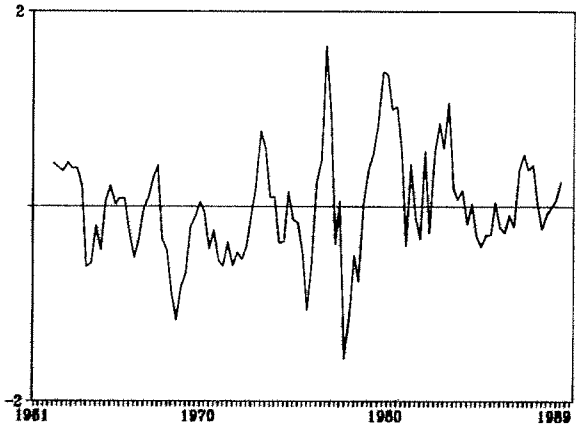

Fig. 12 Impulsi sulla domanda nominale interna (media mobile degli ultimi 4 termini)

Per quanto concerne gli impulsi di offerta, si deve ricordare che non siamo in grado di distinguere impulsi sul progresso tecnico e impulsi sull'input di lavoro, per cui la lettura della figura 10 risulta più arbitraria delle altre. Si osservano impulsi positivi negli anni sessanta, mentre nell'ultimo decennio impulsi d'offerta sembrerebbero aver esercitato un effetto di contenimento dell'attività economica. Quest'ultima osservazione contraddice la più semplice intuizione su quanto è avvenuto negli anni ottanta e sollecita una indagine ulteriore per poter separare almeno i disturbi sulle forze di lavoro dal residuo delle innovazioni di y non spiegate da innovazioni in q, d, u, π.

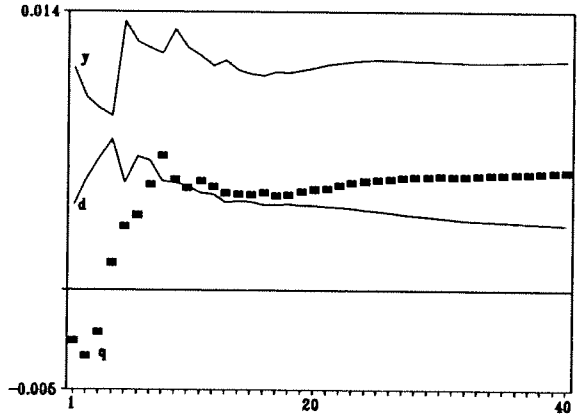

Fig. 13 Grafico di risposta del livello di y a disturbi sull'offerta (y), sulla domanda mondiale (d), sulla ragione di scambio (q).

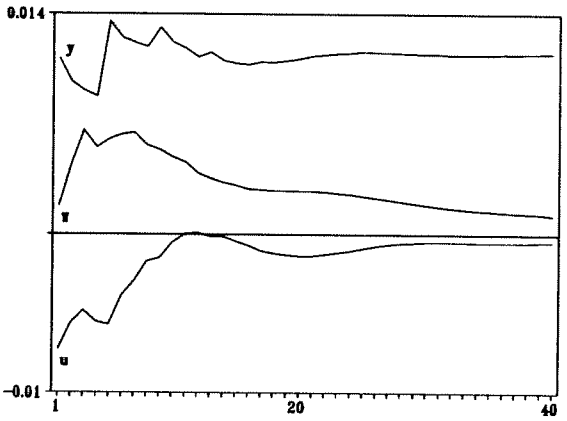

Fig. 14 Grafico di risposta del livello di y a disturbi sull'offerta (y), sulla domanda interna reale (u), sulla sulla domanda interna nominale (π).

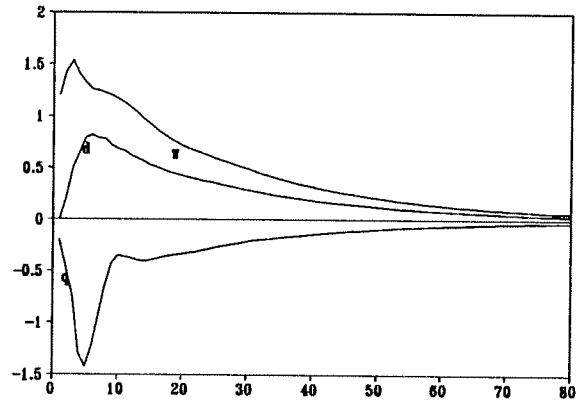

Fig. 15 Grafico di risposta del tasso di inflazione a disturbi sulla domanda mondiale (d), sulla ragione di scambio (q), sulla domanda interna nominale (π).

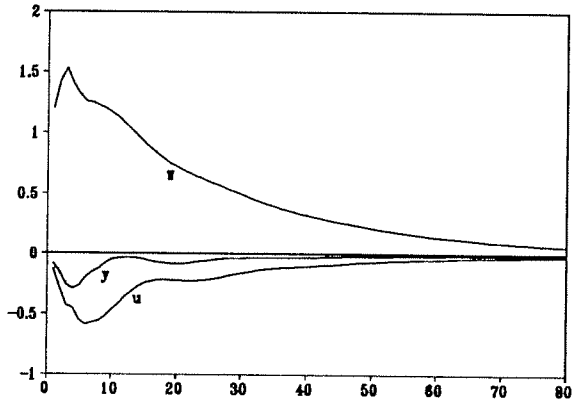

Fig. 16 Grafico di risposta del tasso di inflazione a disturbi sulla domanda interna nominale (π), sulla domanda interna reale (u), sull'offerta (y)

Dopo aver generato queste serie storiche, come già detto, si sono calcolate le funzioni di risposta agli impulsi per ciascuna variabile soffermandosi principalmente sulle risposte del prodotto e dell'inflazione agli altri impulsi. Come si può vedere dai grafici (che si riferiscono al modello con π stazionario, fig. 13 - 16), tutte le innovazioni delle variabili considerate hanno effetti positivi sul prodotto, ma è il disturbo da offerta ad avere l'impatto più marcato 7) . E' interessante notare che un miglioramento della ragione di scambio ha, nei primi trimestri, effetti negativi. Questo risultato, che appare coerente con gli eventi osservati, può essere spiegato con gli aumenti dei tassi di interesse

reali ex-ante, associati, di norma, nel breve periodo, alla attesa di riduzione dei prezzi dovuta al miglioramento della ragione di scambio. Superato questo primo periodo, come si può osservare dal grafico, i vantaggi per l'economia di miglioramenti nella ragione di scambio, finiscono per superare quelli derivanti da incrementi della domanda mondiale.

Si può inoltre rilevare che, dopo alcune fluttuazioni nei primi trimestri, gli effetti derivanti da shock su *y, q, d,* tendono a raggiungere un valore stazionario positivo. Le conseguenze di questi disturbi sul prodotto continuano a manifestarsi nel lungo periodo: si tratta di shock permanenti. Diversamente accade per gli shock da domanda interna i cui effetti *abbiamo assunto* si riducano a zero nel lungo periodo. Si osservi infine che l'influenza della domanda reale sul prodotto risulta superiore a quella della domanda nominale solo nel breve periodo, risultato che potrebbe essere considerato coerente con l'esistenza di fenomeni di spiazzamento.

La differenza principale fra questi risultati e quelli che si ottengono quando il tasso di inflazione entra nelle stime in differenza prima consiste nel minor effetto che gli impulsi derivanti da aumenti della domanda interna hanno sul livello del prodotto. In altri termini in presenza di stazionarietà del tasso di inflazione, le innovazioni di domanda interna (monetaria e reale) risultano esplicare un maggiore effetto reale e quindi assumono un maggior peso nello spiegare le fluttuazioni del prodotto negli ultimi trent'anni.

Passiamo ora ad esaminare, con l'ausilio delle figure 15 e 16, la reazione dinamica del tasso di inflazione ai vari shock. Si noti in primo luogo che l'influenza esercitata dai vari disturbi tende ad annullarsi nel lungo periodo. Ciò dipende ovviamente dal fatto che π è considerato stazionario nei livelli e tutti gli shock hanno, di conseguenza, effetti, per quanto nel lungo termine, transitori. In secondo luogo, il tasso di inflazione appare, come ci si attenderebbe, principalmente sensibile agli shock di origine monetaria. E' interessante osservare tuttavia che, almeno nel breve periodo, anche variazioni della ragione di scambio internazionale hanno effetti rilevanti sui prezzi, quasi comparabili, per dimensione, a quelli provenienti da impulsi di domanda nominale.

La risposta del tasso di inflazione ai vari shock appare, sulla base dei risultati, coerente con quanto

suggerito dalla teoria. Ciò è vero, sia per i disturbi da domanda (interna e internazionale), sia per i disturbi della ragione di scambio sia, diversamente dal modello in cui π è stazionario, per lo stesso disturbo da offerta. Quest'ultimo, infatti, determina movimenti nel tasso di inflazione che, di segno negativo nei primi trimestri, si avvicinano poi, rapidamente, allo zero. Si può rilevare infine che, pur riducendosi sensibilmente, gli effetti degli shock sulla dinamica dei prezzi continuano a manifestarsi anche dopo 40 trimestri: l'inflazione appare fenomeno vischioso, che, una volta messo in moto, necessita di un notevole lasso di tempo per assorbire le spinte provenienti dai vari settori dell'economia.

Ulteriori informazioni sugli effetti degli shock che colpiscono il sistema economico, possono essere ottenute osservando le tavole 3 e 4 che contengono la scomposizione della varianza di prodotto e inflazione per vari orizzonti temporali. I numeri si riferiscono alla quota percentuale della varianza dell'errore di previsione attribuibile ai vari shock e possono essere interpretati come una misura dell'importanza relativa dei vari disturbi nello spiegare le fluttuazioni di prodotto e inflazione.

Periodi	q	d	y	u	π
1	3.16	8.90	60.4	25.8	1.58
4	3.05	16.2	47.9	17.6	12.27
8	6.54	15.8	53.7	10.5	13.2
24	11.1	12.6	63.1	4.33	8.93
80	17.4	7.6	70.09	1.45	3.35

Tav. 3 Scomposizione della varianza di y (π stazionario): contributo percentuale del disturbo indicato in colonna (ε^i) alla spiegazione della varianza del prodotto.

Periodi	q	d	y	u	π
1	2.48	0.0	0.46	1.17	95.8
4	21.1	5.95	1.59	4.21	67.1
8	27.2	11.9	1.24	6.64	52.8
24	19.5	14.2	0.83	6.81	56.7
80	18.5	16.6	0.78	6.79	57.2

Tav. 4 Scomposizione della varianza di π (stazionaria)

Nel lungo periodo (nel nostro esercizio dopo 20 anni) le fluttuazioni di *y* sono spiegate, per la quasi totalità, da fattori di offerta e fattori internazionali. Ciò deriva naturalmente dalle restrizioni imposte, secondo le quali la domanda interna (nominale e reale) non ha effetti, nel lungo termine, sul livello di *y*. Nel breve periodo, invece, la domanda interna (nominale e reale) ha un impatto notevole sul prodotto: ancora dopo due anni circa il 25% delle variabilità di *y* è spiegata da innovazioni della domanda interna. L'effetto globale degli impulsi di domanda risulta peraltro, anche superiore a questa cifra, quando si tenga conto del ruolo esercitato dalla domanda mondiale. 8) Questo risultato appare in contrasto con le conclusioni più estreme della teoria del ciclo reale, secondo la quale, la quasi totalità delle fluttuazioni del prodotto andrebbe imputata a impulsi di offerta. D'altra parte, la forte influenza che questi ultimi appaiono esercitare sul prodotto, anche nel breve periodo, è, a sua volta, in contraddizione col tradizionale modo di concepire il ciclo economico, che attribuisce le fluttuazioni del prodotto quasi esclusivamente a impulsi di domanda. 9) Da sottolineare, infine, fra gli impulsi di offerta, il ruolo degli shock sulla ragione di scambio, che sembrano avere, a loro volta, un peso rilevante, nella spiegazione delle fluttuazioni del prodotto, nel breve e, soprattutto, nel lungo termine.

6 Alcune conclusioni ancora parziali

L'indagine condotta sui dati trimestrali della economia italiana nel periodo 1960-1989 ha consentito di isolare serie storiche di impulsi di origine interna e internazionale. Data la non stazionarietà stocastica della serie storica del prodotto interno lordo, tali impulsi possono essere considerati la fonte sia dei mutamenti nel trend (stocastico) del prodotto stesso, che della sue fluttuazioni di breve periodo attorno a tale trend.

Le innovazioni nella crescita dell'input di lavoro e della produttività totale dei fattori produttivi appaiono come i propulsori principali dei mutamenti nel sentiero di crescita del prodotto. Gli impulsi che essi impartiscono non solo hanno un peso maggiore degli altri, ma i loro effetti non decadono con il trascorrere del tempo. Si tratta, in altre parole, di mutamenti permanenti nel sentiero del

prodotto.

Per una economia aperta con una dipendenza elevata dall'estero circa l'approvvigionamento di materie prime energetiche e non, abbiamo ritenuto che possano derivare impulsi significativi da offerta anche da movimenti della ragione di scambio internazionale tra prodotti manufatti e materie prime inclusive del petrolio. Se consideriamo offerta interna ed internazionale congiuntamente, si può concludere che, secondo le elaborazioni effettuate, la quota di varianza del prodotto spiegata da impulsi di offerta, dopo due anni, è pari al 60 per cento, la quota rimanente essendo imputabile ad impulsi di domanda interna e internazionale.

Il metodo seguito per identificare i disturbi all'interno del modello utilizzato, ha richiesto di imporre restrizioni circa gli effetti di lungo periodo degli impulsi di domanda. Poichè la domanda mondiale riflette gli impulsi sul prodotto degli altri paesi, si è ritenuto che essa possa essere portatrice non solo di impulsi di domanda, ma anche di offerta. Di conseguenza le restrizioni sugli effetti di lungo periodo sono state limitate alla domanda interna, imponendo che gli effetti dei suoi impulsi si annullino nel lungo andare. Ciò si esprime, ad esempio, nel fatto che dopo vent'anni la varianza del prodotto spiegata dalla domanda interna si riduce di quattro volte, dal 24 al 6 per cento, mentre la quota spiegata dalla domanda mondiale, i cui effetti non sono stati costretti ad azzerarsi nel lunghissimo periodo, si dimezza dal 16 all'8 per cento. Nel complesso la varianza spiegata dalla domanda totale si riduce al 14 per cento dopo il medesimo periodo.

Guardando invece all'origine geografica degli impulsi, si può affermare che impulsi internazionali, nel lungo andare, spiegano il 25 per cento della varianza del prodotto ed il 35 % della varianza dell'inflazione. In altre parole i tre quarti delle fluttuazioni del prodotto ed i due terzi delle fluttuazioni dell'inflazione sarebbero riconducibili a impulsi di natura interna.

Da ultimo la semplice ispezione grafica delle serie storiche degli impulsi ottenute, consente di trovare conforto a molte delle intuizioni empiriche relative a contributi di politiche fiscali e monetarie, di shock internazionali e di sviluppo dell'offerta interna. D'altro canto la stessa ispezione grafica suggerisce alcune conclusioni circa il ruolo giocato da tali impulsi che possono apparire

contro intuitive. Facendo riferimento ai singoli decenni come se fossero unità di comportamenti uniformi possiamo affermare che gli anni sessanta emergono ricchi di impulsi espansivi da progresso tecnico e offerta di lavoro e da domanda reale; gli impulsi nominali appaiono, invece, prevalentemente restrittivi. In altri termini politiche di sostegno della domanda reale in condizioni di cambi fissi con avanzo di conto corrente estero non hanno generato impulsi inflazionistici anche se l'andamento delle grandezze monetarie è stato accomodante.

Negli anni settanta le serie storiche degli impulsi mostrano che permane la presenza di innovazioni espansive sulla domanda reale, che diventano più episodiche le innovazioni positive sul progresso tecnico e sull'input di lavoro e che nello stesso periodo si manifestano forti impulsi espansivi di domanda nominale che si alternano ad altrettanti impulsi restrittivi dello stesso ordine di grandezza. Solamente negli anni ottanta gli impulsi di domanda reale volgono in negativi nonostante il disavanzo elevato del settore pubblico. Altrettanto avviene per la domanda mondiale, la ragione di scambio e la domanda nominale che ripresentano innovazioni positive solamente nel 1988-89.

Nel decennio dell'aggiustamento le fluttuazioni del prodotto sembrerebbero più legate a innovazioni di origine internazionale mentre un fabbisogno del settore pubblico elevato, se finanziato in misura crescente con titoli sembrerebbe avere scarsi effetti espansivi sull'attività e sull'inflazione.

Non va dimenticato, infine, che le conclusioni appena tratte sono condizionate dalle restrizioni operate per identificare il modello e dalla capacità dei disturbi della disoccupazione maschile di riflettere impulsi sulla domanda reale e dei disturbi dell'inflazione di riflettere le innovazioni della domanda nominale. Nel loro insieme i risultati ottenuti appaiono in linea con una visione eclettica del ciclo economico, che, mentre riconosce una notevole importanza agli impulsi di domanda e alla viscosità dell'inflazione come causa delle fluttuazioni, mette in evidenza anche, diversamente dalle ipotesi tradizionali, il ruolo di fattori di offerta di origine sia interna che internazionale.

Bibliografia

Ardeni P.G. - Paruolo P. (1991), Seasonality and Persistence in Italian GNP: Relevance and Policy Implications, mimeo

Beveridge S. - Nelson C.(1981), A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle', "Journal of Monetary Economics" 7, pg. 151-174

Blanchard O. - Watson M.(1986), Are business cycles all alike?, in "The American Business Cycles: Continuity and Change", R. Gordon (Ed.), University of Chicago Press, pg. 126-156

Blanchard O. - Quah D. (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, "American Economic Review", 79, pg. 655-673

Clark (1987), The Cyclical Component in U.S. Economic Activity "Quarterly Journal of Economics", pg. 797-814

Cooper R. - John A. (1988), Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models, "Quarterly Journal of Economics", pg. 441-463

Frisch R. (1933), Propagation Problems and Impulses Problems in Dynamic Economics, in "Economic Essays in Honor of Gustav Cassel", London, Allen & Unvin, pg. 171-205

Hylleberg S. - Engle R.F. - Granger C.W.J. - Yoo B.S. (1990), Seasonal Integration and Co-Integration, "Journal of Econometrics", 44, pg. 215-238

Johansen, S. (1989), Likelihood Based Inference on Cointegration, lecture notes, University of Copenhagen.

Johansen, S. (1990), Estimation of Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, prossima pubblicazione in "Econometrica"

Johnston J. (1991), Econometrica, Franco Angeli, terza edizione

King R. - Plosser C., Stock J., Watson M., Stochastic Trends and Economic Fluctuations, Center for Economic Research Working Paper N° 79, University of Rochester

Nelson C. - Plosser C. (1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, "Journal of Monetary Economics" 10, pg. 139-167

Shapiro M.D. - Watson M. (1988), Sources of Business Cycle Fluctuations, "NBER" Annual Report, pg. 111-157

Sims C. (1980), Macroeconomics and Reality, "Econometrica", 48, pg.1-48

Slutsky E. (1937), The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Process, "Econometrica", pg. 105-146

Stockman A.C. (1988), Sectorial and National Agggregate Disturbances to Industrial Output in Seven European Countries, "Journal of Monetary Economics, 21, pg. 387-409

Watson M. (1986), Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends, "Journal of Monetary Economics", 18, pg. 49-75

Tomasini S. (1989), Componenti demografiche dell'offerta di lavoro e determinazione dei salari, "Ricerche e metodi per la politica economica", Vol. 1

Appendice

Dimostrazione della formula (14)

Si consideri il polinomio matriciale

$A(L) = I - A_1 L - \ldots - A_k L^k$

Sottraendo e sommando $A_k L^{k-1}$ a secondo membro si ottiene

$A(L) = I - A_1 L - \ldots - (A_{k-1} + A_k) L^{k-1} - A_k L^{k-1}(1 - L)$

Operando analogamente per $k-1, k-2, ..., 3, 2$ si ottiene

$$A(L) = I - \left(\sum_{i=1}^{k} A_i \right) L - \ldots - (A_{k-1} + A_k) L^{k-1}(1 - L) - A_k L^{k-1}(1 - L)$$

Infine sottraendo e sommando L si ha

$A(L) = I(1 - L) + A(1)L - \ldots - (A_{k-1} + A_k) L^{k-1}(1 - L) - A_k L^{k-1}(1 - L)$

ovvero

$A(L) = A(1)L - A^*(L)(1 - L)$

Note

1) La stazionarietà e persistenza del prodotto interno lordo italiano è oggetto di un lavoro corrente di uno degli autori; cfr. Ardeni, Paruolo (1991).

2) A prescindere da componenti deterministiche.

3) L'analisi del sistema completo è oggetto di uno studio parallelo degli autori.

4) Si veda ad esempio Johnston (1991).

5) Infinite specificazioni strutturali sono osservazionalmente equivalenti nel caso di esatta identificazione; mentre per modelli sovraidentificati è possibile sottoporre al vaglio empirico le restrizioni sovraidentificate, tutti i modelli esattamente identificati corrispondono, infatti, al medesimo valore della funzione di verosimiglianza.

6) Nella relazione per il prodotto i residui delle equazioni precedenti non appaiono per via delle ipotesi su q e d. Nella equazione per u compare il residuo ε_t^y; nella equazione per π, infine, sono presenti i residui delle equazioni di y e di u.

7) Tutti gli shock, i cui effetti sono descritti nel testo, hanno la dimensione di una deviazione standard e sono positivi (miglioramento della ragione di scambio, aumenti della domanda mondiale, riduzione della disoccupazione maschile, ecc.).

8) Anche se l'effetto esercitato da d non può essere interpretato, come più volte detto, come esclusivamente dovuto a fattori di domanda.

9) Come già spiegato, la presenza di relazioni di cointegrazione fra la variabile forze di lavoro e le altre grandezze del sistema, non consente di distinguere, in un modello VAR nelle differenze, gli impulsi derivanti dalla tecnologia da quelli provenienti dall'offerta di lavoro.