

Onofri, Paolo; Paruolo, Paolo; Salituro, Bruno

## Working Paper

# Sulle fonti delle fluttuazioni dell'economia italiana: una analisi con sistemi VAR strutturali

Quaderni - Working Paper DSE, No. 139

### Provided in Cooperation with:

University of Bologna, Department of Economics

*Suggested Citation:* Onofri, Paolo; Paruolo, Paolo; Salituro, Bruno (1992) : Sulle fonti delle fluttuazioni dell'economia italiana: una analisi con sistemi VAR strutturali, Quaderni - Working Paper DSE, No. 139, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna,  
<https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5221>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158982>

### 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/>

**SULLE FONTI DELLE FLUTTUAZIONI DELL'ECONOMIA ITALIANA:  
UNA ANALISI CON SISTEMI VAR STRUTTURALI**

*PAOLO ONOFRI*  
Università di Bologna,  
Dipartimento di Scienze Economiche

*PAOLO PARUOLO*  
Università di Bologna,  
Dipartimento di Statistica

*BRUNO SALITURO*  
Università di Bologna,  
Dipartimento di Scienze Economiche



### Riassunto

Gli autori, in un precedente lavoro, avevano affrontato l'analisi empirica del ciclo economico in Italia cercando di far emergere dai dati delle regolarità empiriche tramite una metodologia d'indagine che richiedeva, comunque, delle restrizioni arbitrarie ai fini della identificazione. I risultati ottenuti suggerivano un forte rilievo, nella spiegazione della varianza del prodotto, per gli impulsi di natura permanente, assunti come provenienti dall'offerta, e un ruolo relativamente contenuto per gli impulsi di natura estera. Nel presente lavoro hanno invece preso le mosse da una ipotesi a priori: che nel lungo andare la crescita effettiva delle grandezze economiche sia attratta dalla necessità di rispettare dei rapporti costanti tra le grandezze medesime. Nell'ambito della medesima metodologia di indagine econometrica (VAR strutturali), questa ipotesi di crescita bilanciata implica la presenza di vettori di cointegrazione tra le variabili oggetto di studio. Ciò, a sua volta, sta anche ad indicare che esistono dei propulsori comuni alla crescita delle diverse variabili.

Il principale propulsore o trend stocastico comune è identificato, a priori, nel progresso tecnico. Esso risulta spiegare più dell'80% della varianza del prodotto dopo 4 anni dall'impulso stesso, ma nel breve periodo l'effetto di impulsi transitori risulta più sostenuto di quanto non appaia dal lavoro precedente.

Il risultato più interessante riguarda, però, il veicolo delle innovazioni del progresso tecnico. I dati rivelano che il trend stocastico comune è costituito dalla cumulata dei disturbi della domanda mondiale, ma se questa variabile viene omessa è la serie storica dei consumi ad assumere il ruolo di veicolo anzidetto. Tutto ciò è compatibile con una interpretazione della crescita dell'economia italiana secondo la quale la presenza della nostra produzione sui mercati esteri avrebbe determinato un assorbimento di tecnologia che a sua volta avrebbe sollecitato innovazioni nei modelli di consumo.



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

Punto di partenza della macroeconomia empirica più recente è l'osservazione che le serie storiche macroeconomiche presentano un elevato grado di dipendenza temporale che si manifesta in una forte persistenza degli impulsi ad esse impartiti; in secondo luogo, *sembra*<sup>2</sup> che tali serie storiche possano essere adeguatamente rappresentate come processi caratterizzati da non stazionarietà stocastica. In altre parole, la tradizionale contrapposizione tra un trend deterministico, risultato di fenomeni di lungo periodo, e fluttuazioni cicliche attorno ad esso sarebbe una semplificazione fuorviante perché, in realtà, all'interno delle fluttuazioni sussisterebbero componenti permanenti dovute a trend non deterministici. L'evoluzione del sistema economico sarebbe segnata quindi da impulsi di varia natura (tra essi non si possono escludere a priori i mutamenti di regime delle politiche economiche o mutamenti nelle "regole del gioco") che sposterebbero il sentiero di crescita mettendo in moto meccanismi ciclici di propagazione. Gli effetti così attivati presenterebbero un'elevata persistenza nel tempo, e determinerebbero fenomeni di isteresi nelle serie storiche.

Tali componenti permanenti potrebbero essere rappresentate da trend stocastici presenti nelle fluttuazioni delle serie storiche. L'evidenziazione di queste proprietà ha sollecitato l'indagine circa l'importanza relativa dei trend stocastici rispetto alle fonti tradizionali di fluttuazioni di carattere transitorio. Inizialmente lo studio della diversa importanza di componenti permanenti e transitorie è stato condotto in ambito univariato; questa impostazione non ha tuttavia portato a risultati univoci e comunque non si è rivelata in grado di discriminare tra le diverse teorie del ciclo economico. Gli sviluppi successivi hanno seguito la strada dell'allargamento dello spettro di variabili macroeconomiche di riferimento procedendo a indagini di tipo multivariato.

---

<sup>1</sup> Pur essendo il lavoro frutto della ricerca comune dei tre autori, P. Onofri e B. Salituro condividono la responsabilità della impostazione economica della ricerca e P. Paruolo la responsabilità della impostazione econometrica. In particolare, si specifica, a scopi ufficiali, che le sezioni 4, 5, 7 sono state curate da P. Onofri, le sezioni 3, 6 e l'appendice da P. Paruolo e le sezioni 1, 2, da B. Salituro.

<sup>2</sup> Per un'opinione non concorde si veda [Lippi-Reichlin(1991)].

L'analisi multivariata permette l'identificazione di più fonti di fluttuazione del prodotto di una economia, distinguendo, ad esempio, tra disturbi che apportano effetti permanenti (offerta di lavoro, tecnologia, ragioni di scambio, etc.) e disturbi i cui effetti sono solo di breve periodo, tradizionalmente ricondotti a variabili di domanda aggregata. Diviene quindi possibile studiare anche la dinamica degli effetti dei vari impulsi così individuati e la loro importanza relativa nel tempo.

Il problema centrale in questo tipo di analisi multivariata è quello dell'identificazione dei diversi shock o innovazioni sulle variabili. Vari autori, fra cui Blanchard-Watson (1986), Blanchard-Quah (1989), Shapiro-Watson (1988), hanno proposto metodi per identificare le innovazioni strutturali per sistemi in cui non esistono relazioni di lungo periodo tra i livelli delle variabili. L'insieme di restrizioni utilizzate in tali studi ai fini di identificazione ha una esplicita interpretazione economica in alternativa alla impostazione originaria di Sims (1980).

Qualora i livelli delle variabili considerate siano legati da relazioni di lungo periodo (relazioni di cointegrazione) diviene possibile utilizzare tali legami al fine di identificare le componenti stocastiche permanenti. In tal modo si può pervenire anche alla individuazione dei processi di aggiustamento con i quali le variabili reagiscono ai diversi impulsi riportandosi a quei rapporti che le legano nel lungo periodo. Per l'esposizione di questa metodologia si veda Warne (1990). King-Plosser-Stock-Watson (1991) utilizzano questa impostazione per analizzare le fonti delle fluttuazioni dell'economia americana.

L'insieme di questi metodi di indagine è noto come l'applicazione di sistemi VAR strutturali, Giannini(1991). Nel presente lavoro, dopo avere stilizzato la tecnologia produttiva di un sistema economico attraverso una funzione di produzione aggregata, si richiameranno i risultati di un recente lavoro degli stessi autori Onofri-Paruolo-Salituro (1992), nel quale si è proceduto alla analisi del ruolo svolto da componenti di domanda e offerta nelle fluttuazioni della economia italiana con un sistema VAR strutturale applicato a variabili non cointegrate; a quei risultati verranno poi contrapposti quelli qui conseguiti muovendo dalle implicazioni che conseguono dalla ipotesi di crescita bilanciata dell'economia. La struttura teorica implica un sistema cointegrato, che viene qui analizzato utilizzando la procedura di massima verosimiglianza, come suggerito da Johansen (1991a).

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 (1970-1989), e, successivamente, trimestralizzata sulla base degli andamenti trimestrali di precedenti serie storiche di contabilità trimestrale.

## 2 Una stilizzazione della crescita stocastica

Il modello di riferimento della nostra indagine empirica è quello proposto da Shapiro-Watson (1988) e da King-Plosser-Stock-Watson (1991), 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

$$(2.1) \quad y_t^* = \alpha f_t^* + (1 - \alpha)k_t^* + \lambda_t^*$$

dove  $y^*$  è il logaritmo del prodotto,  $f^*$  e  $k^*$  sono i logaritmi degli input di lavoro e di capitale e  $\lambda^*$  è il logaritmo della produttività totale dei fattori (in altre parole, del progresso tecnico).

Il modello di crescita bilanciata sviluppato da Solow (1956), a cui questi lavori fanno riferimento, implica che, in condizioni di crescita di stato uniforme, consumo, investimenti e prodotto, tutti espressi in termini pro-capite, aumentino allo stesso tasso dell'evoluzione esogena della produttività totale dei fattori produttivi  $\lambda^*$ .

Dall'ipotesi di crescita bilanciata consegue anche un rapporto capitale/prodotto costante nel lungo periodo,  $k_t^* = y_t^* + \bar{\theta}$  e consegue inoltre, che, sostituendo nella (2.1), si ottiene

$$(2.2) \quad y_t^* - f_t^* = \beta_0 + \frac{1}{\alpha} \lambda_t^*$$

dove  $\beta_0 \equiv (1 - \alpha)\bar{\theta} / \alpha$ . L'equazione (2.2) 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. Nel caso in cui la non stazionarietà del progresso tecnico sia di natura stocastica

e non, come ipotizzato da Solow, deterministica, si può assumere che il processo generatore del progresso tecnico sia

$$(2.3) \quad \lambda_t^* = \beta_o^\lambda + \lambda_{t-1}^* + z^\lambda(L)\eta_t^\lambda$$

dove  $z$  è un polinomio nell'operatore ritardo  $L$ . Tale processo di generazione per la tecnologia è non stazionario in livelli e stazionario nelle differenze prime, ossia integrato di ordine uno,  $I(1)$ ; esso si riduce a una passeggiata casuale con drift se  $z(L) = 1$ . Questa equazione descrive il tasso di crescita della produttività totale dei fattori come la somma cumulata di un processo stazionario guidato dalle innovazioni  $\eta_t^\lambda$ .

Il progresso tecnico così rappresentato subisce disturbi casuali  $\eta^\lambda$  (ipotizzati serialmente incorrelati e a media nulla) che si trasmettono, in condizioni di crescita bilanciata, a prodotto, consumi e investimenti, e su di essi si imprimono permanentemente in ugual misura. Da ciò discende che i rapporti tra consumo e prodotto e tra investimento e prodotto sono rappresentabili come processi stocastici di natura stazionaria.

Per far emergere dalla serie storica del Prodotto interno lordo dell'economia italiana la componente dovuta al progresso tecnico, possiamo servirci dell'implicazione appena vista, per cui in condizioni di crescita bilanciata consumo, investimento e reddito condividono il medesimo trend stocastico. Il che, nell'ambito della analisi delle serie storiche stazionarie nelle differenze, implica la presenza di relazioni di cointegrazione tra le medesime variabili.

Altri contributi dal lato dell'offerta alle fluttuazioni economiche potrebbero emergere dagli andamenti dell'input di lavoro qualora questi seguissero processi di natura stocastica. Volendo misurare tali contributi è necessario definire anche per  $f$  il suo processo di generazione, analogamente a quanto fatto per  $\lambda$ :

$$(2.4) \quad f_t^* = \beta_o^f + f_{t-1}^* + z^f(L)\eta_t^f$$

in tal modo l'insieme delle variabili, prese in considerazione non più in termini pro capite, condividerà due trend stocastici che potrebbero essere interpretati come il contributo dell'input di lavoro e del progresso tecnico alle fluttuazioni del prodotto.

Tutto ciò vale essenzialmente per una economia chiusa; nel caso di una economia ad elevata integrazione internazionale le fluttuazioni permanenti del prodotto possono derivare da shock di origine internazionale. Si può trattare, in alcuni casi, di impulsi di offerta trasmessi da mutamenti nelle ragioni di scambio, in altri casi di impulsi del progresso tecnico trasferiti attraverso i disturbi della domanda mondiale. Per quanto riguarda l'analisi empirica sui dati italiani occorrerà tenere in considerazione questi condizionamenti esterni.

Nell'ipotesi di poter identificare le componenti permanenti sin qui descritte, quella parte di varianza che, nel breve periodo, non è attribuibile ai movimenti dei trend stocastici comuni e agli effetti permanenti internazionali, avrà per definizione natura transitoria e potrà essere eventualmente attribuita a effetti di domanda.

Al fine di investigare con un maggiore dettaglio gli effetti transitori esercitati sulla serie storica del prodotto dalle componenti di domanda, occorre individuare variabili specifiche portatrici di impulsi nominali e reali di domanda stessa.

In Onofri-Paruolo-Salituro (1992) si è concentrata l'indagine sulle componenti internazionali e di domanda lasciando emergere gli effetti dei disturbi di offerta come "residuali". Nel presente lavoro l'enfasi ricade prevalentemente sull'individuazione degli impulsi di offerta, opportunamente condizionati dall'evoluzione degli impulsi provenienti dall'estero, lasciando come "residuo" l'insieme degli effetti dei disturbi transitori.

### **3 Lo schema econometrico per l'impostazione dell'indagine empirica**

L'analisi statistico-econometrica delle fluttuazioni di  $y$  può essere affrontata con un modello autoregressivo vettoriale (VAR), in coerenza con la natura dei processi (2.3) (2.4) del paragrafo precedente. Trend stocastici ed innovazioni, infatti, possono essere identificati all'interno di tale modello.

Le innovazioni nei processi che abbiamo supposto guidino le fluttuazioni del prodotto sono identificate come funzione delle innovazioni del modello statistico

$$(3.1) \quad A(L)X_t = \varepsilon_t$$

dove  $A(L) = I - A_1L - \dots - A_kL^k$  è un polinomio matriciale di grado  $k$  dell'operatore ritardo  $L$ ,  $\varepsilon_t$  è un vettore  $p \times 1$  di variabili aleatorie gaussiane  $N(0, \Omega)^3$ . La classe (3.1) comprende sia processi stazionari che processi non stazionari. Se infatti le radici dell'equazione caratteristica  $|A(z)| = 0$  sono in modulo maggiori di uno, il sistema risulta stazionario; se alcune di esse sono in modulo pari ad uno il sistema risulta non-stazionario e se infine sono in modulo minori di uno il sistema risulta esplosivo. La classe (3.1) costituisce pertanto un modello di riferimento per un'ampia gamma di processi.<sup>4</sup>

Il caso non stazionario riveste notevole importanza, in quanto molte serie storiche economiche di interesse mostrano andamenti non stazionari, cfr. Onofri-Paruolo-Salituro (1992), Ansuini-Fornasari-Paruolo (1992). In particolare la presenza di radici unitarie nel punto  $z = 1$  nell'equazione caratteristica conferisce alle serie caratteristiche di passeggiata casuale, mentre ad esempio non-stazionarietà stagionali trimestrali stocastiche sono generate da radici nei punti  $z = -1$ ,  $z = \pm i$ , cfr. Ardeni-Paruolo (1992). In questo lavoro si considerano solo radici nel punto  $z = 1$ , escludendo così radici unitarie stagionali<sup>5</sup>.

Il polinomio autoregressivo  $A(L)$  può essere scomposto in  $A(L) = A(1) + A^*(L)(1 - L)$ , mettendo così in evidenza l'effetto di impatto totale  $A(1)$  di variazioni in  $X_t$  su valori futuri del processo. In base a tale scomposizione è facile osservare che se  $A(1) = 0$  allora il processo (3.1) può essere riscritto come

$$(3.2) \quad A^*(L)\Delta X_t = \varepsilon_t$$

---

**3** Si prescinde qui dalla parte deterministica del processo per semplicità di notazione.

**4** L'individuazione delle innovazioni del sistema è vincolata al tipo di modello considerato, alla scelta delle variabili e dal metodo di stima; la bontà dell'approssimazione di processi non lineari nelle variabili di modelli del tipo (3.1), ad esempio, è difficilmente valutabile in generale.

**5** Nell'analisi empirica si sono considerate variabili destagionalizzate con un filtro a media mobile  $0.25(1 + L + L^2 + L^3)$ , in linea con i risultati riportati in Ardeni Paruolo (1992).

Se il polinomio  $A^*(L)$  ha tutte le radici dell'equazione caratteristica esterne al cerchio unitario, il processo  $X_t$  risulta stazionario nelle differenze prime ed ammette la seguente rappresentazione a media mobile

$$(3.3) \quad \Delta X_t = C(L)\epsilon_t$$

La matrice  $C = C(1)$  contiene gli effetti di impatto totale degli impulsi in  $\epsilon_t$  sulle differenze prime delle variabili, che vengono cumulati nei livelli delle stesse. Il polinomio (di ordine infinito)  $C(L) = A^*(L)^{-1}$  soddisfa la relazione  $C(L)A(L) = I$  da cui si trae  $C(1) = A^*(1)^{-1}$ . In particolare  $C$  risulta triangolare se e solo se anche  $A^*(1)$  è triangolare; tale struttura è utilizzata nel seguito al fine di identificare uno dei due sistemi considerati.

Se, d'altro canto, la matrice di effetti di impatto  $A(1)$  è di rango pieno, allora il sistema risulta direttamente stazionario, e ammette una rappresentazione a media mobile del tipo (3.3) nei livelli.

La matrice  $C$  nella (3.3) rappresenta, inoltre, la matrice di effetti totali delle innovazioni  $\epsilon_t$  sui livelli del processo  $X_t$ . Gli errori  $\epsilon_t$  sono collegati al vettore  $p \times 1$  delle innovazioni strutturali  $\eta_t$  dalla relazione lineare  $\epsilon_t = F\eta_t$ ; l'effetto di impatto totale delle innovazioni strutturali  $\eta_t$  è pari a  $CF$ , come si può verificare sostituendo  $\eta_t$  nella (3.3). In termini di  $\eta_t$  la (3.3) diviene

$$(3.4) \quad \Delta X_t = \tilde{C}(L)\eta_t$$

dove  $\tilde{C}(1) = CF$ . In uno dei due modelli considerati gli errori strutturali sono identificati imponendo la diagonalità della matrice di varianza e covarianza  $E(\eta_t, \eta_t')$  e la triangolarità della matrice d'impatto  $\tilde{C}(1)$ , cfr. sezione 4; quest'ultima condizione corrisponde a un'analogia triangolarità della matrice autoregressiva d'impatto  $\tilde{A}(1)$  in

$$(3.5) \quad \tilde{A}(L)\Delta X_t = \eta_t$$

che viene utilizzata in sede di stima.

Il caso intermedio fra il caso stazionario nelle differenze prime e nei livelli è quello in cui alcune combinazioni dei livelli del processo sono stazionarie mentre le rimanenti lo sono in differenze prime; in tale ambito la condizione di  $A(1)$  di rango ridotto<sup>6</sup>  $r$ ,  $A(1) = \alpha\beta'$ ,  $\alpha$  e  $\beta$  matrici

---

<sup>6</sup> Assieme ad alcune condizioni sui parametri che garantiscano l'assenza di componenti integrate di ordine due, cfr. Johansen (1991).

$p \times r$ , genera tale struttura, e le variabili del sistema vengono dette cointegrate, cfr. Engle-Granger (1987). Nel caso di sistemi cointegrati il processo ammette la rappresentazione a media mobile (3.3) dove, a differenza del caso precedente, la matrice di impatto  $C$  ha rango ridotto pari a  $p - r$ . Cumulando pertanto il processo delle differenze si ottiene la cosiddetta rappresentazione a trend comuni del sistema

$$(3.6) \quad \begin{aligned} X_t &= C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + v_t \\ &= \beta_{\perp} \tau_t + v_t \end{aligned}$$

dove  $C \equiv C(1) = \beta_{\perp} \xi \alpha_{\perp}'$ ;  $v_t$  è un processo stazionario e  $\tau_t = \xi \alpha_{\perp}' \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ ;  $\tau_t = \tau_{t-1} + e_t$  è un sistema di  $k$  passeggiate casuali condivise dalle varie componenti del processo  $X_t$ ; il simbolo  $\perp$  indica il complemento ortogonale di una matrice, ossia  $a_{\perp}' a = 0$ , con  $a_{\perp}$  di rango pieno. Per la definizione di  $\xi$  si veda ad esempio Johansen (1991a), Paruolo (1992) o l'appendice.

La rappresentazione a trend comuni suggerisce un diverso criterio di identificazione degli impulsi strutturali  $\eta_t = F^{-1} \varepsilon_t$ ;  $p - r$  di essi, indicati con  $\eta_t^p$ , vengono cumulati nelle componenti di trend, mentre i rimanenti  $r$  impulsi  $\eta_t^r$  hanno natura transitoria nel sistema. Come l'eq. (3.6) suggerisce, la componente permanente risulta proporzionale a  $\alpha_{\perp}' \varepsilon_t$ ; pertanto test sulla struttura di  $\alpha_{\perp}$  assumono la valenza di test sulla composizione dei trend comuni, permettendo così l'individuazione di quali errori  $\varepsilon_t^j$  hanno natura permanente nei livelli delle variabili. Nel seguito si vuole ad esempio saggiare se la struttura  $\alpha_{\perp}' = (1 \ 0 \ 0)$  sia compatibile con i dati; tale ipotesi equivale a

$$\alpha = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \phi$$

dove  $\phi$  è una matrice  $2 \times 2$  arbitraria. Per quest'ultima formulazione sono stati proposti test del rapporto di verosimiglianza, cfr. Johansen (1991), che permettono pertanto di analizzare la struttura dei trend comuni. L'identificazione delle componenti  $\eta_t^p$  e  $\eta_t^r$  è completata imponendo l'incorrelazione di  $\eta_t^p$  e  $\eta_t^r$  e una struttura diagonale delle matrici di varianza e covarianza dei due insiemi di innovazioni  $\eta_t^p$  e  $\eta_t^r$ , cfr. appendice.

## 4

### 5 Analisi degli impulsi di domanda e di offerta: un sistema VAR strutturale in assenza di cointegrazione

In Onofri-Paruolo-Salituro(1992), pur muovendo dallo schema presentato nel paragrafo 2, non si sono utilizzate le implicazioni della crescita bilanciata, ma semplicemente la considerazione che scostamenti dal prodotto di lungo periodo per ragioni ascrivibili all'offerta, discendono dagli impulsi subiti da  $\lambda$  e da  $f$ . A tal fine è stato stimato per l'Italia un sistema VAR strutturale composto dalle seguenti variabili macroeconomiche espresse ad eccezione dei tassi in termini logaritmici: la ragione di scambio internazionale ( $q$ ) (ad esprimere impulsi d'offerta di natura internazionale), la domanda mondiale ( $d$ ) (veicolo di impulsi di domanda e di progresso tecnico di origine internazionale), il Pil ( $y$ ), il tasso di disoccupazione maschile ( $u$ ) (espressione degli impulsi di domanda reale interna) e, infine, il tasso di inflazione ( $\pi$ ) (come veicolo degli impulsi di domanda nominale interna). Il prodotto non è stato considerato in termini pro capite poiché si intendeva evidenziare anche l'effetto di impulsi sull'input di lavoro  $f$ . In contrasto con le aspettative teoriche di assenza di vettori di cointegrazione, l'analisi di verosimiglianza non è stata in grado di escludere la presenza di vettori di cointegrazione nel sistema  $X_t = (d_t, q_t, y_t, f_t, u_t, \pi_t)$ . D'altro canto, il sistema ottenuto con l'esclusione di  $f$  è risultato in linea con le aspettative teoriche ed è quello che si è considerato nel prosieguo dell'analisi empirica del lavoro citato.

Per procedere alla stima sono state imposte le seguenti restrizioni sulle interrelazioni di lungo periodo tra le innovazioni della forma strutturale  $\eta^i$ :

- $q$  è influenzata da  $\eta^q$  non è influenzata da nessun'altra delle quattro innovazioni;

- $d$  non è influenzata da  $\eta^y, \eta^u, \eta^\pi$ ;

- $y$  non è influenzata da  $\eta^u, \eta^\pi$ ;

- $u$  non è influenzata da  $\eta^\pi$ .

In altre parole, per una economia aperta relativamente piccola, le variabili internazionali sono assunte esogene rispetto alle variabili interne; all'interno si assume che impulsi di domanda aggregata non abbiano influenze di lungo periodo sul prodotto e che gli impulsi di domanda nominale non esercitino effetti di lungo andare sulla domanda reale.

Le ultime due restrizioni sono un po' più impegnative delle altre, ma vengono generalmente accolte come plausibili. Tali restrizioni di identificazione corrispondono alla triangolarità di  $C(1)$  in (3.3), che corrisponde a un'analogia triangolarità di  $\tilde{A}(1)$  in (3.5).

Se si giudicano accettabili le ipotesi appena menzionate, il disturbo  $\eta^y$  dovrebbe contenere tutti gli impulsi di offerta (quelli provenienti dalla tecnologia e quelli dall'input di lavoro) ed è quindi possibile confrontare i suoi effetti sul Pil con quelli degli altri impulsi attraverso sia la scomposizione della varianza-si veda la tab.1-, sia le funzioni di risposta agli impulsi-rappresentate alle fig.1-2.

Periodi	$\eta^f$	$\eta^d$	$\eta^y$	$\eta^u$	$\eta^\pi$
1	3.2	8.9	60.4	25.8	1.6
4	3.1	19.1	47.9	17.6	12.3
8	6.5	15.8	53.7	10.5	13.2
16	9.5	13.7	60.0	5.8	10.9
80	17.4	7.6	70.1	1.4	3.3

Tab. 1 Scomposizione della varianza di  $y$ : contributo percentuale del disturbo indicato in colonna ( $\eta^i$ ) alla spiegazione della varianza del prodotto.

Se, dunque, si accettano come sufficientemente agnostiche le restrizioni imposte, si può sintetizzare la "descrizione" dei dati relativi alle fluttuazioni cicliche della economia italiana nel periodo 1960-1989 affermando che gli impulsi di offerta, pur fornendo il contributo più importante nella spiegazione della varianza del Pil, non sono i soli a determinarne le fluttuazioni. Fattori di domanda, e quindi le politiche economiche, hanno svolto un ruolo significativo nella loro determinazione. I loro effetti, seppure costretti ad annullarsi nel lungo periodo, hanno mostrato infatti una velocità di azzeramento molto lenta. Infine, i fattori internazionali non sono predominanti rispetto a quelli interni nel tracciare il sentiero del prodotto interno lordo italiano pur se i loro effetti non sono trascurabili.

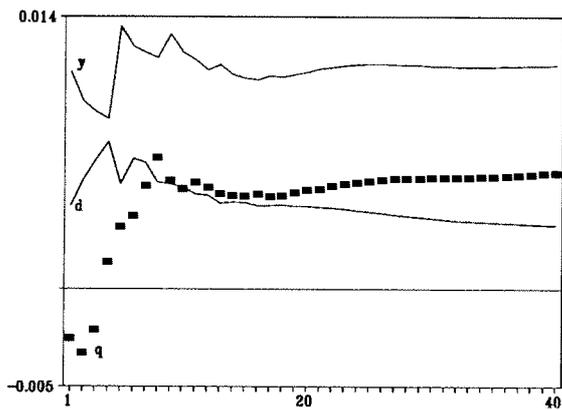


Fig. 1 Grafico di risposta del livello di  $y$  a disturbi sull'offerta ( $y$ ), sulla domanda mondiale ( $d$ ), sulla ragione di scambio ( $q$ ).

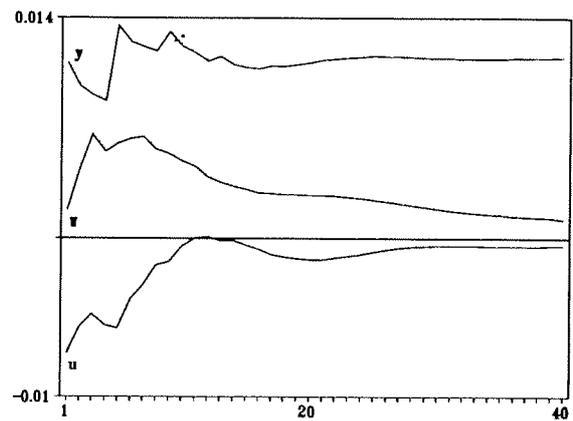


Fig. 2 Grafico di risposta del livello di  $y$  a disturbi sull'offerta ( $y$ ), sulla domanda interna reale ( $u$ ), sulla domanda interna nominale ( $\pi$ ).

L'analisi condotta consente inoltre di ricavare dai dati serie storiche di impulsi di domanda reale, nominale e di offerta che ben si adattano all'intuizione comune su quando siano intervenuti shock di quel tipo.

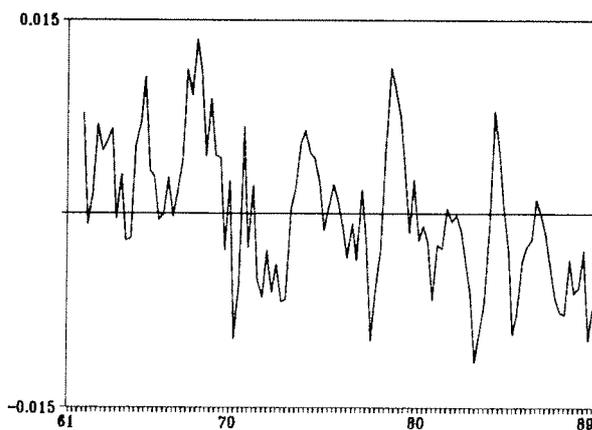


Fig. 3 Impulsi da offerta interna (media mobile degli ultimi 4 termini)

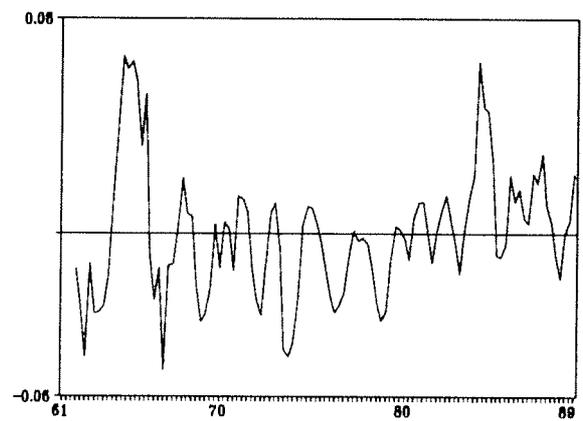


Fig. 4 Impulsi sulla domanda reale interna (media mobile degli ultimi 4 termini; nota bene: valori positivi nel grafico corrispondono a impulsi negativi)

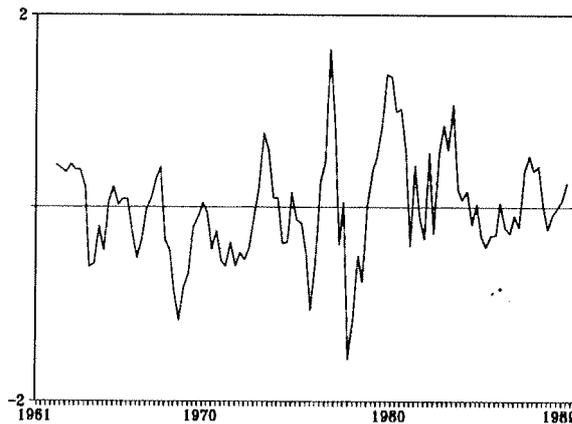


Fig. 5 Impulsi sulla domanda nominale interna (media mobile degli ultimi 4 termini)

In effetti, 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 e di sviluppo dell'offerta interna. Per quanto concerne questi ultimi, va ricordato che non vi è stata la possibilità di distinguere impulsi sul progresso tecnico e impulsi sull'input di lavoro, per cui la lettura della figura 3 risulta in una certa misura arbitraria.

D'altro canto la stessa ispezione grafica suggerisce anche alcune conclusioni circa il ruolo giocato da tali impulsi, conclusioni 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 negativo nonostante il disavanzo elevato del settore pubblico.

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.

## 6 Una diversa impostazione

Nell'indagine, i cui risultati sono stati riassunti nel paragrafo precedente, non si è giunti a una distinzione degli impulsi da offerta provenienti dal progresso tecnico e dall'input di lavoro. Nella sua globalità l'impulso d'offerta sembra responsabile di una parte consistente anche delle fluttuazioni di breve periodo del prodotto. La forte contrapposizione di questo risultato con la visione tradizionale del ciclo economico per la quale fluttuazioni di breve periodo sono ascrivibili prevalentemente a fenomeni di domanda suggerisce di sottoporre la robustezza di questo risultato a percorsi diversi di indagine.

A tal fine, muovendo dall'impostazione teorica dei modelli di crescita neoclassica, si sono utilizzate le implicazioni della crescita bilanciata per identificare, secondo diverse modalità, il contributo dei fattori di offerta alle fluttuazioni di breve periodo del prodotto.

In particolare, l'implicazione che viene utilizzata è relativa alla stazionarietà dei rapporti consumo/prodotto e investimento/prodotto. Data la non-stazionarietà delle serie aggregate di consumo investimenti e prodotto, tale implicazione si traduce nell'ipotesi di relazioni di cointegrazione tra le tre variabili considerate, ovvero nella esistenza di relazioni di lungo periodo tra i livelli delle medesime. Il sistema economico così semplificato, risulterebbe mosso da un unico propulsore della crescita attribuibile sia al progresso tecnico sia all'input di lavoro, entrambi definiti dai processi stocastici descritti nel secondo paragrafo.

Il primo passo dell'analisi consiste nella ispezione delle serie storiche dell'economia italiana relative a consumi, investimenti e prodotto. Nella Fig.6 e nella Fig. 7 sono rappresentati rispettivamente il rapporto tra consumo totale (consumi interni delle famiglie e consumi collettivi)

e Pil e il rapporto tra investimenti fissi lordi totali e Pil, entrambi in termini logaritmici. È immediato osservare che l'attesa di stazionarietà non risulta soddisfatta in entrambi i casi.

La non stazionarietà della propensione media al consumo negli ultimi trent'anni è un risultato più volte messo in evidenza; esso viene di norma attribuito a fattori di natura culturale, demografica e più strettamente economica. Per quanto riguarda questi ultimi il richiamo prevalente è alla crescita del rapporto ricchezza/reddito disponibile. Minore attenzione è stata rivolta alla evoluzione della quota di investimento sul prodotto. Per spiegare la sua non stazionarietà è possibile richiamare considerazioni di natura istituzionale, come, ad esempio, la legislazione concernente l'edilizia residenziale e il mercato delle abitazioni.

Sulla base di queste osservazioni si potrebbe dedurre che nel periodo considerato non si siano manifestate condizioni di crescita bilanciata nella nostra economia. Se accettiamo l'ipotesi che il progresso tecnico si manifesti prevalentemente attraverso l'attività del settore privato può apparire ragionevole considerare tali rapporti, anziché in termini di Pil, in termini di prodotto del settore privato stesso. Per quanto riguarda, poi, gli investimenti potrebbe essere opportuno valutarli al netto della edilizia residenziale.

La Fig. 8 e la Fig. 9 mostrano gli andamenti dei rapporti tra le variabili così definite. In questo caso una semplice ispezione visiva non consente di respingere l'ipotesi di stazionarietà e, implicitamente quella di tendenze di crescita bilanciata nel lungo periodo. Di conseguenza, è su queste variabili che condurremo l'indagine finalizzata alla identificazione degli impulsi provenienti dal progresso tecnico.

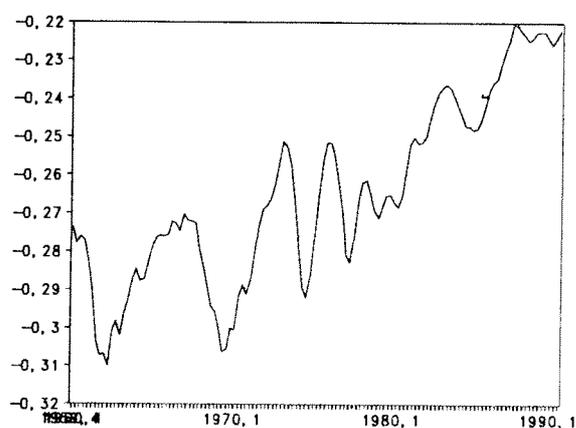


Fig. 6 Logaritmo del rapporto fra consumi totali e Pil

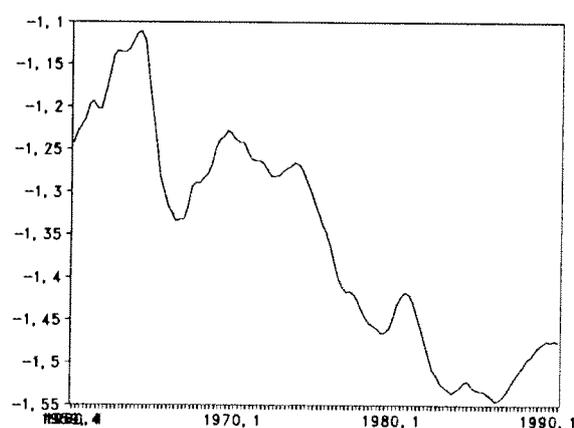


Fig. 7 Logaritmo del rapporto fra investimenti fissi lordi

e Pil

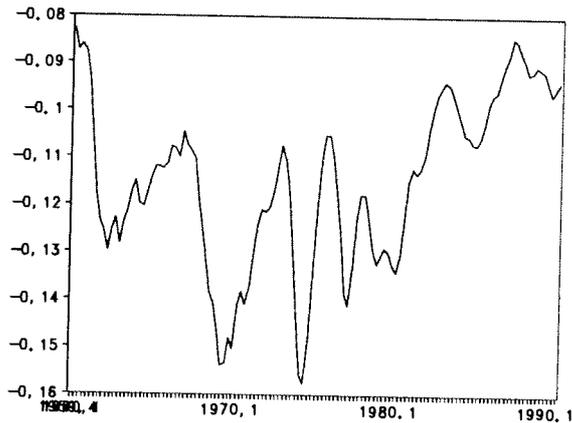


Fig. 8 Logaritmo del rapporto fra consumi totali e Pil del settore privato

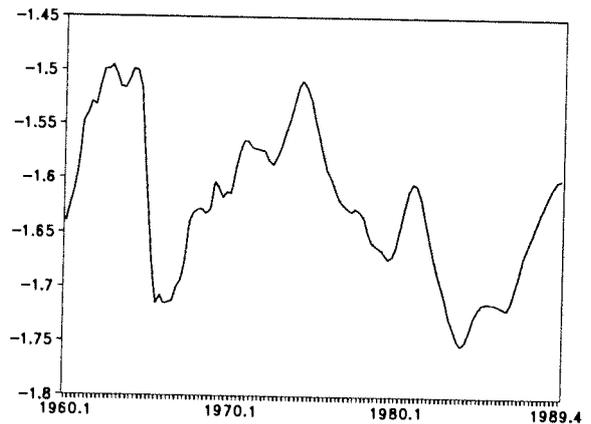


Fig. 9 Logaritmo del rapporto fra investimenti fissi lordi al netto degli investimenti in costruzioni residenziali e Pil del settore privato

Per quanto riguarda gli impulsi di offerta provenienti dall'input di lavoro, il modello teorico fa generalmente coincidere crescita della popolazione e crescita dell'offerta di lavoro; il che farebbe presumere che sia sufficiente definire il prodotto in termini pro capite, come indicato nell'equazione (2.2), per isolare gli effetti esogeni del progresso tecnico. Dal punto di vista empirico, non solo offerta di lavoro e popolazione ovviamente non coincidono, ma i rispettivi tassi di crescita possono divergere; in particolare per quanto riguarda l'Italia vi sono state e sono tuttora in atto modificazioni di natura culturale i cui effetti si sono manifestati in fluttuazioni di lungo periodo del tasso di partecipazione alle forze di lavoro.

Ne consegue che la definizione delle variabili in rapporto alla intera popolazione presente, richiederà anche la esplicitazione del tasso di partecipazione per poter riconoscere il contributo dell'input di lavoro alle fluttuazioni cicliche. Vale a dire, se disturbi esogeni nella evoluzione della disponibilità di lavoro possano aver segnato in modo permanente le fluttuazioni del Pil italiano.

## 7

**8 Analisi degli effetti di offerta: un sistema VAR in presenza di cointegrazione**

Ciò premesso, in questo paragrafo non si intende tanto ritornare sulla distinzione tra effetti di domanda e di offerta, quanto concentrarsi in maniera prevalente sulla influenza esercitata dalle componenti permanenti sulle fluttuazioni del prodotto. A questo fine, sulla base di quanto più sopra detto con riferimento all'input di lavoro, assumiamo che il sistema si comporti come se popolazione e forze di lavoro coincidessero; ciò implica che l'evoluzione del prodotto pro capite osservato ( $y_t - f_t = \bar{y}_t$ ) possa essere descritta in termini di scostamento dal processo indicato nell'equazione (2.2), ovvero

$$(6.1) \quad \bar{y}_t = \beta_0 + \frac{1}{\alpha} \lambda_t^* + v_t^y$$

dove  $v_t^y$  è un processo stazionario.

Sulla base delle condizioni di crescita bilanciata possiamo anche scrivere le seguenti relazioni per consumi ( $c$ ) e investimenti ( $i$ ):

$$(6.2) \quad \bar{c}_t = \delta_c + \bar{y}_t^* + v_t^c$$

$$(6.3) \quad \bar{i}_t = \delta_i + \bar{y}_t^* + v_t^i$$

dove, anche in questo caso, gli  $v_t^j$  sono processi stazionari. Ricordando che  $\lambda_t^*$  segue un processo non stazionario rappresentato dall'equazione (2.3), si può sostenere che il sistema composto dalle equazioni (6.1), (6.2), (6.3) e dalla (2.3) è mosso da un unico disturbo di lungo periodo  $\eta_t^\lambda$ . Obiettivo dell'analisi empirica è identificare una serie storica che rappresenti  $\eta_t^\lambda$  e valutare l'importanza di queste innovazioni nella spiegazione delle fluttuazioni del prodotto.

Utilizzando le serie storiche di prodotto, consumi e investimenti definite nel paragrafo precedente (e rapportate alla popolazione presente) per le variabili  $\bar{y}, \bar{c}, \bar{i}$ , si è proceduto alla stima del sistema seguente:

$$(6.4) \quad \begin{pmatrix} \Delta \bar{y}_t \\ \Delta \bar{c}_t \\ \Delta \bar{i}_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{t-i} \begin{pmatrix} \Delta \bar{y}_{t-i} \\ \Delta \bar{c}_{t-i} \\ \Delta \bar{i}_{t-i} \end{pmatrix} + \alpha \beta' \begin{pmatrix} \bar{y}_{t-1} \\ \bar{c}_{t-1} \\ \bar{i}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^i \end{pmatrix}$$

dove le matrici  $\alpha, \beta$  sono le stesse definite nel paragrafo 3,  $\Gamma_j$  sono matrici quadrate  $p \times p$  e il vettore  $\epsilon_t$  è il vettore dei disturbi di forma ridotta.

Con riferimento a questo sistema si può analizzare:

-quale sia il rango della matrice  $\alpha\beta'$ , ovvero se esistano vettori di cointegrazione e, eventualmente, quanti; l'esistenza di attrattori per le variabili del sistema identificati dalle combinazioni lineari  $\beta$  implica un numero di processi propulsori della crescita del sistema inferiori alle dimensioni dello stesso e complementare al numero dei vettori di cointegrazione. In tal caso si può affermare che esistono dei processi condivisi dalle variabili: dei *trend stocastici comuni*, cfr. sezione 3;

-quale sia la struttura di  $\beta$ , ovvero se gli eventuali vettori di cointegrazione corrispondano a quelli che le ipotesi di crescita bilanciata suggeriscono. Se infatti i livelli di  $\bar{c}$  e di  $\bar{i}$  sono dipendenti dal livello di  $\bar{y}$  allora

$$\beta' = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix} \quad \text{ossia} \quad \beta'X_t = \begin{pmatrix} \bar{y}_t - \bar{c}_t \\ \bar{y}_t - \bar{i}_t \end{pmatrix}$$

-infine, se il meccanismo di aggiustamento delle variabili del sistema ai loro livelli di lungo periodo (determinati dalla matrice  $\beta$  e guidati dai *trend comuni*) riveli effettivamente un aggiustamento che proceda in modo coerente con le ipotesi della teoria. Nel nostro sistema, se siano le variabili  $\bar{c}, \bar{i}$  ad aggiustarsi a  $\bar{y}$ ; in tal caso infatti sarebbe il processo che governa il prodotto ad essere il portatore del trend esogeno comune alle variabili del sistema e tale processo potrebbe identificarsi con il progresso tecnico. Ciò equivale a chiedersi se

$$\alpha_{\perp}' = (1 \quad 0 \quad 0) \quad \text{ossia} \quad \alpha_{\perp}'\epsilon_t = \epsilon_t^y$$

si veda al riguardo la (3.6). Tale ipotesi coincide con l'esogenità debole rispetto a  $\beta$  della corrispondente variabile dipendente, cfr. Johansen (1991b).

Tali test sono stati calcolati con riferimento al sistema (6.4) e sono riportati nella Tab. 2. Essi sono coerenti con l'esistenza di due vettori di cointegrazione, come atteso; inoltre i vettori di cointegrazione si conformano alle ipotesi della teoria, ovvero  $(\bar{y} - \bar{c})$  e  $(\bar{y} - \bar{i})$  risultano stazionari. Tuttavia quando si indaga sul meccanismo di aggiustamento esso rivela che sarebbero  $\bar{i}$  ed  $\bar{y}$  ad aggiustarsi a  $\bar{c}$ , ovvero che solo  $c$  possa essere considerato debolmente esogeno. In altri termini,

Tab. 2 Test relativi al rango e lo spazio di cointegrazione ed i meccanismi di correzione dell'errore;  $X_t = (\bar{y}_t, \bar{c}_t, \bar{i}_t)'$ , 1960.3-1989.4,  $k=2$ .

Rango di cointegrazione	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r = 0$
$\lambda$ trace test <sup>@</sup>	7.745 <sup>+</sup>	24.294 <sup>**</sup>	51.751 <sup>**</sup>
Stazionarietà di $\bar{i} - \bar{y}$ e $\bar{c} - \bar{y}$ , $r=2$	$-2\ln(LR)$	gradi di libertà	$Pr(-2\ln(LR) > \chi^2)$
	1.61 <sup>+</sup>	2	0.45
Test di esogenità debole	$-2\ln(LR)$	gradi di libertà	$Pr(-2\ln(LR) > \chi^2)$
$\bar{y}$	15.24 <sup>**</sup>	4	0.004
$\bar{c}$	2.12 <sup>+</sup>	4	0.713
$\bar{i}$	24.79 <sup>**</sup>	4	0.0001

\* ipotesi rifiutata al livello del 95%; \*\* del 99%; + ipotesi non rifiutata; @ si veda Johansen (1991a).

pur manifestandosi un unico trend comune alle variabili del sistema esso parrebbe mosso non tanto dal progresso tecnico quanto dalla evoluzione esogena della struttura delle preferenze dei consumatori. Sarebbero, cioè, le innovazioni nei gusti dei consumatori (la modificazione degli stili e degli standard di vita) a precedere quelle delle conoscenze tecnologiche. Ciò risulta difficile da accettare, almeno a prima vista; è opportuno, però, ricordare la condizione di piccola economia aperta per il nostro paese e soprattutto la condizione di dipendenza tecnologica dall'estero. Si può avanzare l'ipotesi che l'economia italiana sia stata negli ultimi trent'anni alla rincorsa simultanea sia delle innovazioni tecnologiche straniere che dei modelli di consumo stranieri compatibili con tale evoluzione e che questi ultimi siano stati più veloci ad imporsi attraverso lo sviluppo delle importazioni. È necessario però procedere ad ulteriori indagini per sostenere, eventualmente, questa interpretazione.

Nell'analisi riferita nel paragrafo 4 avevamo avanzato l'ipotesi che ad un'economia aperta e relativamente piccola, attraverso i disturbi della domanda mondiale fossero trasferiti anche impulsi dovuti al progresso tecnico. Ciò suggerisce di prendere in considerazione anche questa

variabile all'interno del sistema appena descritto. In particolare potremmo rappresentare il processo che la genera, in analogia con quelli precedenti, nel modo seguente:

$$(6.5) \quad d_t = \phi_0 + \phi_1 \lambda_t^* + v_t^d$$

Nel sistema precedente era inoltre stata considerata anche la ragione di scambio internazionale quale veicolo di impulsi di offerta di natura internazionale. Al fine pertanto di rendere esplicita la condizione di piccola economia aperta occorre pertanto allargare il sistema (6.4) includendo tra le variabili a sinistra del segno di uguale  $d$  e, come variabile esogena, anche  $q$ .<sup>7</sup> Il nuovo sistema diventa quindi:

$$(6.6) \quad \begin{pmatrix} \Delta d_t \\ \Delta \bar{y}_t \\ \Delta \bar{c}_t \\ \Delta \bar{i}_t \end{pmatrix} = \sum_{i=0}^{k-1} \gamma_i \Delta q_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{t-i} \begin{pmatrix} \Delta d_{t-i} \\ \Delta \bar{y}_{t-i} \\ \Delta \bar{c}_{t-i} \\ \Delta \bar{i}_{t-i} \end{pmatrix} + \alpha \beta \begin{pmatrix} d_{t-1} \\ \bar{y}_{t-1} \\ \bar{c}_{t-1} \\ \bar{i}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^c \\ \varepsilon_t^i \end{pmatrix}$$

Tab. 3 Test relativi al rango e lo spazio di cointegrazione ed i meccanismi di correzione dell'errore;  $X_t = (d_t, \bar{y}_t, \bar{c}_t, \bar{i}_t)'$  sistema condizionato a  $\Delta q_t$ , 1960.3 1989.4,  $k=2$ . Per i richiami si veda Tab.2

Rango di cointegrazione	$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r = 0$
$\lambda$ trace test@	0.905*	10.94*	27.683**	73.637**
Stazionarietà di $\bar{i} - \bar{y}$ e $\bar{c} - \bar{y}$ , $r=3$	$-2 \ln(LR)$	gradi di libertà		$Pr(-2 \ln(LR) > \chi^2)$
	2.146*	2		0.34
Test di esogenità debole	$-2 \ln(LR)$	gradi di libertà		$Pr(-2 \ln(LR) > \chi^2)$
$d$	3.39*	5		0.65
$\bar{y}$	33.64**	5		0.00
$\bar{c}$	14.74*	5		0.01
$\bar{i}$	37.61**	5		0.00

<sup>7</sup> Le caratteristiche di  $q$  suggeriscono infatti di considerare il sistema condizionato a  $q$ .

I test precedenti condotti sul sistema (6.6) non consentono di rifiutare la presenza di due o più vettori di cointegrazione. Le aspettative teoriche suggeriscono la presenza di un unico trend comune, ossia di tre vettori di cointegrazione. Inoltre, coerentemente con i modelli precedenti, e a differenza di quanto accade nel caso  $r=2$ , all'interno dell'ipotesi  $r=3$  non si può rifiutare la stazionarietà di  $(\bar{y} - \bar{c})$  e  $(\bar{y} - \bar{i})$ . In tal modo l'unico trend stocastico condiviso dalle quattro variabili del sistema potrebbe rappresentare l'evoluzione esogena del progresso tecnico. L'interrogativo ulteriore concerne il meccanismo di aggiustamento; il test condotto, coerentemente con le attese, mostra che la domanda mondiale non reagisce agli squilibri nelle altre variabili, ossia non è rifiutata l'ipotesi che il trend comune sia guidato dai soli impulsi della domanda mondiale. Per quanto riguarda le variabili interne, il consumo non risulta più debolmente esogeno, ma sembra manifestare un grado di reattività agli squilibri nelle altre variabili minore di quanto non mostrino sia il prodotto che gli investimenti. Nel complesso, quindi queste ulteriori stime sembrano non contraddire l'interpretazione che si avanzava in precedenza.

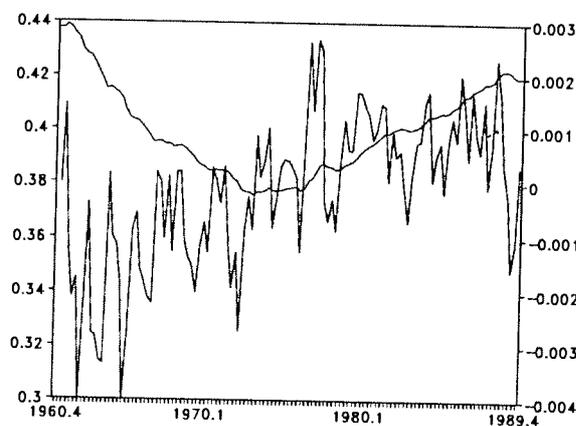


Fig 10. Tasso di partecipazione; livelli (scala di sinistra), differenze prime (scala di destra).

Le stime condotte sotto l'assunto che forze di lavoro e popolazione abbiano la stessa dinamica potrebbero risultare distorte dal fatto che nella realtà il tasso di partecipazione ha avuto un andamento variegato nel tempo, si veda la fig. 10. Una ispezione statistica di questa variabile mostra non solo che essa è non stazionaria, ma che anche la sua differenza prima logaritmica potrebbe essere non stazionaria: il tasso di partecipazione cresce a ritmo crescente. Ciò risulta ovviamente in contraddizione con le ipotesi di crescita bilanciata, per cui la sua eventuale

introduzione nel sistema precedente, per cercare di isolare tra gli impulsi permanenti quelli imputabili al fattore lavoro, altererebbe radicalmente le caratteristiche del modello teorico. In sostanza, quindi, la metafora della crescita uniforme attraverso una funzione di produzione Cobb-Douglas che include progresso tecnico neutrale sia à la Hicks che à la Harrod non appare contraddetta dai dati fintantoché non si cerca di separare contributi specifici del fattore lavoro.

Ci limiteremo, quindi, a rimanere all'interno di tale metafora al fine di indagare ulteriormente la capacità esplicativa delle fluttuazioni dell'economia italiana esercitata dal disturbo permanente così individuato. A questo fine procediamo alla scomposizione della varianza di  $\bar{y}$  attribuibile allo shock reale permanente e ad altri disturbi transitori.

Tab. 4. Contributo dello shock reale permanente (trend stocastico comune), identificato nella variabile  $d_t$ , alla spiegazione della varianza di  $\bar{y}_t$ . Valori percentuali.

dopo 1 trimestre	dopo 8 trimestri	dopo 16 trimestri
23,8%	74,4%	87,6%

Il trend stocastico comune spiega meno di un quarto della varianza del prodotto a distanza di un trimestre, ma già i tre quarti dopo due anni. Se consideriamo il disturbo permanente che abbiamo così identificato come il contributo dell'offerta alle fluttuazioni del prodotto, il risultato appare in contrasto con le indicazioni tratte dalla tab. 1 dove le componenti residuali di offerta (=permanenti) spiegavano dopo 80 trimestri il 70% della varianza del prodotto, ma già il 60% nel primo trimestre! I grafici del trend comune e delle innovazioni a esso relative sono riportati nelle fig. 11 e 12.

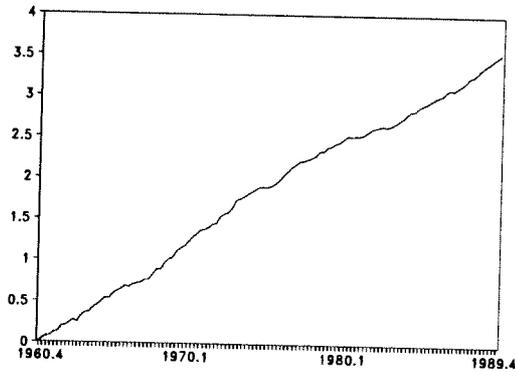


Fig. 11 Trend stocastico comune

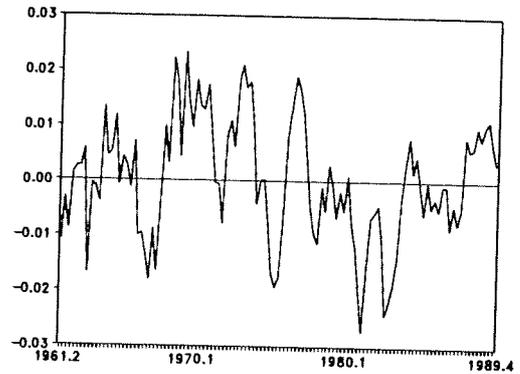


Fig. 12. Shock reale permanente (medie mobili di quattro termini).

L'andamento delle innovazioni di Fig. 12 non sembra contraddire la intuizione corrente circa le fluttuazioni del commercio internazionale. Sostenere che esse caratterizzano anche le fluttuazioni dell'economia italiana può apparire una conclusione banale. Va osservato, innanzitutto, che il risultato raggiunto in questo paragrafo dà un peso ai fattori internazionali decisamente più elevato di quanto non emerga dall'indagine riportata nel paragrafo 4. In secondo luogo, va sottolineato che la conclusione cui si perviene è che gli impulsi sul commercio mondiale (da qualsiasi fonte provenienti) si sono iscritti in modo duraturo sul livello dello stesso così come hanno modificato in modo permanente il livello del prodotto privato italiano, dal che si deduce che abbiano trasformato la struttura produttiva.

Nell'indagine empirica sulle fluttuazioni economiche, muovere dalla specificazione di relazioni di cointegrazione e quindi di meccanismi di correzione dell'errore sembra consenta anche di attribuire agli impulsi di domanda un peso maggiore, ma limitatamente ai primissimi periodi; come se si fossero isolati impulsi il cui grado di transitorietà è più elevato di quanto ottenuto nel paragrafo 4. La forza esplicativa del trend stocastico comune è, infatti, espressa anche dalla significatività dei meccanismi di correzione dell'errore, segnale del fatto che a tale trend si aggiustano rapidamente i livelli delle variabili del sistema, ad eccezione, ovviamente, della domanda mondiale.

Rispetto all'impostazione seguita nel precedente modello (dove il contributo della teoria economica è relativamente ridotto, e sostanzialmente rappresentato dall'individuazione, sulla base di un certo grado di agnosticismo teorico, di variabili di domanda e ipotesi identificanti sulle quali il disaccordo possa essere minimo) il più consistente impianto teorico alla base del modello presente e le restrizioni che da questo è possibile derivare e utilizzare nella stima, possono essere considerate la causa dei diversi, e per certi versi più intuitivi, risultati raggiunti.

Purtuttavia non si può negare che l'importanza dei fattori di offerta nella spiegazione delle fluttuazioni del prodotto cresca molto rapidamente, forse più di quanto non ci si attenderebbe. Questo risultato può dipendere dal non aver evidenziato nel modello in esame variabili che siano esplicitamente portatrici di disturbi di domanda. A questo proposito è interessante notare che King *et al.* (1991) con una strategia di stima analoga a quella da noi impiegata sulla base di un modello a tre variabili reali (consumi, investimenti e reddito), ottengono risultati molto simili a quelli da noi riportati in termini di scomposizione della varianza; l'estensione del modello a variabili monetarie consente agli autori di "catturare" un effetto molto più rilevante dei disturbi di domanda nella spiegazione delle fluttuazioni del prodotto nel medio periodo.

Se si stima il modello sinora impiegato condizionandolo alle due variabili di domanda considerate nel paragrafo 4, disoccupazione maschile e tasso di inflazione, i test relativi a quest'ultimo modello risultano simili a quelli del sistema non condizionato, cfr. tab. 5. La distribuzione nel tempo della varianza della domanda spiegata dall'impulso reale permanente si modifica leggermente assumendo i seguenti valori: 25,3% dopo 1 trimestre, 64,9% dopo otto trimestri e 86,3% dopo sedici.

Tab. 5 Test relativi al rango e lo spazio di cointegrazione ed i meccanismi di correzione dell'errore;  $X_t = (d_t, \bar{y}_t, \bar{c}_t, \bar{i}_t)'$  sistema condizionato a  $(\Delta q_t, \Delta \pi_t, \Delta u_t)$ , 1960.3 1989.4,  $k=2$ . Per i richiami si veda Tab. 2.

Rango di cointegrazione	$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r = 0$
$\lambda$ trace test @	0.004*	12.45°	30.90**	81.20**
Stazionarietà di $\bar{i} - \bar{y}$ e $\bar{c} - \bar{y}$ , $r=3$	$-2\ln(LR)$	gradi di libertà	$Pr(-2\ln(LR) > \chi^2)$	
	2.88*	2	0.24	
Test di esogenità debole	$-2\ln(LR)$	gradi di libertà	$Pr(-2\ln(LR) > \chi^2)$	
$d$	5.38*	5	0.370	
$\bar{y}$	32.07**	5	0.000	
$\bar{c}$	18.13**	5	0.003	
$\bar{i}$	37.92**	5	0.000	

## 9 Conclusioni

In un precedente lavoro Onofri-Paruolo-Salituro (1992) si era raggiunta la conclusione che le innovazioni nella crescita dell'input di lavoro e della produttività totale dei fattori produttivi rappresentano, congiuntamente, i propulsori principali dei mutamenti nel sentiero di crescita del prodotto interno lordo italiano. Nel breve periodo (dopo otto trimestri), impulsi attribuibili all'offerta sia interna che internazionale (lavoro, progresso tecnico e ragione di scambio manufatti/materie prime) spiegherebbero il 60% della varianza del prodotto. Nel lungo andare (dopo ottanta trimestri), il peso della domanda scenderebbe al 14%. Ciò suggeriva due ordini di conclusioni:

- gli impulsi internazionali sembrerebbero spiegare non più di un quarto della varianza del prodotto, nonostante l'elevato e crescente grado di apertura con l'estero dell'economia italiana;
- la tesi relativa alle fonti reali per il ciclo economico (*real business cycle*) non è palesemente contraddetta, ma sussistono spazi per effetti di breve periodo esercitati dalle politiche di domanda.

L'obiettivo del presente lavoro è stato di scomporre gli impulsi di offerta tra progresso tecnico e input di lavoro e di esplorare la possibilità che gli impulsi di fonte estera siano un veicolo del progresso tecnico e quindi la possibilità che il ruolo esercitato dall'estero sia più elevato di quanto stimato in precedenza.

A questo fine ci si è concentrati sulle implicazioni dell'ipotesi di crescita bilanciata. Per poter sfruttare tali implicazioni si è dovuto ridefinire la variabile prodotto con riferimento al prodotto del settore privato e introdurre nell'analisi i consumi interni totali e gli investimenti fissi al netto delle costruzioni residenziali. Prodotto, consumi e investimenti, così definiti, sono stati considerati in termini pro capite, rimuovendo, in tal modo, gli effetti conseguenti a disturbi sull'andamento della popolazione.

Va detto subito che il primo obiettivo dell'analisi -evidenziare il contributo degli impulsi sul fattore lavoro- è stato mancato. Il tentativo di far emergere effetti degli impulsi sul tasso di partecipazione alle forze di lavoro sono stati frustrati dalla non stazionarietà del tasso di partecipazione stesso. Ciò, infatti, contraddice lo schema concettuale della crescita bilanciata facendo cadere la possibilità di utilizzarne le implicazioni per far emergere il contributo del progresso tecnico.

Il secondo obiettivo -esplorare il ruolo della domanda estera come veicolo delle innovazioni del progresso tecnico- è stato invece raggiunto. Le variabili indagate (domanda estera, prodotto, consumi e investimenti) non rifiutano uno schema interpretativo in cui esse sono mosse da un unico processo propulsore, un trend stocastico comune, e i dati rivelano che tale processo è costituito dalla cumulata dei disturbi della domanda mondiale. Se si accetta di considerare per definizione gli impulsi di domanda come una componente transitoria delle fluttuazioni del prodotto, allora non dovrebbero esservi ostacoli logici a considerare il disturbo permanente proveniente dall'estero come disturbo d'offerta, ovvero del progresso tecnico.

In particolare, l'analisi sulla esogenità debole delle variabili del sistema mostra che, pur dovendosi rifiutare tale ipotesi per prodotto, consumi e investimenti, il rifiuto è meno forte per i consumi. Infatti, dall'indagine emerge anche che i consumi, in assenza della domanda mondiale come variabile del sistema stimato, sembrano assumere il ruolo di propulsore del sistema.

L'insieme di queste osservazioni potrebbe suggerire che in una economia aperta, alla rincorsa di altre economie più avanzate (come è stato per l'Italia negli ultimi trent'anni), il veicolo della crescita stocastica possa essere costituito dalla importazione di modelli di consumo.

I risultati raggiunti chiariscono il ruolo del settore estero rispetto a quanto emerso nel primo lavoro e ne rivalutano le influenze. Ma, soprattutto, evidenziano come per gli impulsi provenienti dall'estero, non si tratti di effetti transitori di domanda. Per paesi alla rincorsa, tali impulsi possono costituire il veicolo della diffusione del progresso tecnico internazionale; in altre parole, la presenza della produzione italiana su mercati esteri sembra avere determinato un assorbimento di tecnologia che a sua volta ha sollecitato innovazioni nei modelli di consumo.

Pur portando a una conferma delle relazioni implicate dalla ipotesi di crescita bilanciata, l'indagine empirica condotta ha messo in evidenza uno schema interpretativo rovesciato rispetto a quello tradizionale. Negli ultimi trent'anni di crescita e fluttuazioni dell'economia italiana non è emersa una tendenza dei consumi ad adeguarsi allo sviluppo tecnologico, ma una tendenza di quest'ultimo ad adeguarsi alla dinamica dei consumi indotta dai processi imitativi conseguenti la integrazione internazionale.

Gli stessi risultati confermano che, seppure con ipotesi di identificazione diverse, il ruolo svolto dalle componenti permanenti (= da offerta) emergono con un peso rilevante nel lungo andare: dopo 16 trimestri spiegherebbero dal 60 a più dell'80 per cento della varianza del prodotto, a seconda dell'impostazione adottata. In entrambe le procedure di stima gli impulsi transitori imputabili, eventualmente, a politiche macroeconomiche hanno svolto un ruolo apprezzabile, nel breve periodo, nel determinare le fluttuazioni dell'economia italiana. La distribuzione temporale degli effetti è però radicalmente diversa nei due casi: nel primo, dal 40% si scende lentamente al trenta, nel secondo, dove il contributo interpretativo della teoria è più forte, dal 75% si scende, nell'arco di quattro anni, al 14%.