

EFFETTI DI PERSISTENZA IN UN MODELLO DISAGGREGATO DEL PRODOTTO IN ITALIA

M. Centoni, R. Zelli

1. INTRODUZIONE

Il grado in cui gli effetti di shock al sistema economico permangono nel tempo è un tema che ha avuto grande attenzione in letteratura. In particolare, il fatto che le serie dell'output siano rappresentate da un processo stazionario nelle differenze significa che, mentre uno shock (positivo) sull'output determina solamente deviazioni temporanee della crescita dal suo tasso di lungo periodo, esso si riflette in un livello dell'output che invece è permanentemente più alto di quello che si sarebbe avuto in assenza dello shock. Questa evidenza, riscontrata in moltissimi paesi, invalidava la tradizionale impostazione secondo cui le fluttuazioni delle attività economiche avessero carattere transitorio attorno ad un trend deterministico ed indirizzava l'attenzione sulle possibili origini di shock "permanenti" sull'output e al processo economico di aggiustamento attraverso cui gli effetti degli shock sull'output potevano propagarsi persistentemente nel tempo. Molti studi empirici, pertanto, hanno cercato di misurare la dimensione della risposta di lungo periodo ad uno shock unitario sulla serie dell'output, nota come persistenza dello shock.

Una illustrazione del modo in cui l'evidenza empirica sia stata utilizzata nel dibattito macroeconomico è nell'analisi delle proprietà delle serie storiche dell'output e la associata discussione sul ruolo svolto da shock tecnologici nella generazione delle fluttuazioni. Ipotizzando, infatti, che un dato stato della tecnologia fornisca un vincolo sui livelli dell'output e inoltre che gli shock di produttività dovuti al progresso tecnico seguano un processo stocastico (Plosser, 1989), allora la presenza di radici unitarie nei livelli dell'output può essere spiegata solamente dalla presenza di cambiamenti permanenti nella tecnologia di produzione. Questo approccio ha portato molti economisti a interpretare la persistenza nell'output come una evidenza empirica a favore di teorie del ciclo economico reale, in cui l'attenzione è concentrata sul ruolo che viene svolto dalle innovazioni tecnologiche (o shock di offerta) nel generare fluttuazioni cicliche e sui meccanismi attraverso i quali gli effetti di tali shock si propagano nel tempo¹. La misurazione degli

¹ Tuttavia, gli shock di offerta non sono i soli a determinare effetti permanenti. Come riportato in Durlauf (1989), esiste una varietà di mezzi attraverso cui shock di domanda possono influenzare

effetti di persistenza (o, più correttamente, di permanenza) si è svolta inizialmente in ambito univariato. Numerose critiche a questo approccio, di natura sia teorica sia empirica, hanno portato la ricerca a sviluppare modelli multivariati in modo tale da utilizzare una maggiore quantità di informazioni. La ricerca di effetti permanenti in modelli multivariati comporta una ridefinizione delle misure di persistenza utilizzate ed evidenzia ancora più chiaramente il problema della identificazione delle diverse origini delle fluttuazioni delle serie economiche.

Avendo come variabile oggetto di studio l'output aggregato, l'approccio più seguito in letteratura è stato quello di modellare l'output insieme con altre variabili macroeconomiche in grado di coglierne l'andamento ciclico, attingendo quindi da informazioni esterne alla serie. Lo studio di dati aggregati è una strategia utile per numerosi scopi, e produce alcuni fatti stilizzati che rivestono grande importanza nella valutazione di modelli macroeconomici. Le analisi condotte a livello aggregato, tuttavia, risultano inadeguate per catturare effetti che coinvolgono, con modalità ed entità differenziate, i vari settori dell'economia. Tali effetti possono essere colti attraverso un modello multisettoriale, consentendo inoltre stime più affidabili della misura della persistenza di shock sull'output aggregato (Lee *et al.*, 1992).

Per misurare la persistenza, a livello settoriale ed aggregato, è stato utilizzato nel presente lavoro un semplice modello di crescita multisettoriale, che trae origine dalla teoria del ciclo economico reale, rappresentato da un sistema autoregressivo in forma vettoriale (VAR), seguendo l'impostazione di Pesaran, Pierse e Lee (1993, d'ora in avanti PPL). Le caratteristiche che distinguono questo lavoro da PPL e da altri lavori che si collocano nello stesso filone sono essenzialmente legate al diverso data-set utilizzato, essendo l'attenzione focalizzata sull'andamento annuale del prodotto settoriale dell'economia italiana, ed al tipo di restrizioni imposte al modello. Considerato, infatti, il numero delle osservazioni di cui di solito si dispone, diventa difficile ottenere stime di persistenza accurate senza imporre alcune restrizioni. Diverse soluzioni sono state adottate in letteratura. La soluzione adottata da PPL è di esprimere i tassi di crescita del prodotto come funzione dei propri valori ritardati e dei valori ritardati dell'aggregazione degli altri settori. Questa restrizione, seppure verificata con dati statunitensi, appare troppo vincolante, almeno per i dati europei (Rünstler, 1994). Altre restrizioni adottate derivano dalla presenza di eventuali caratteristiche comuni delle serie, sia di lungo sia di breve periodo. L'approccio proposto nel presente lavoro è di utilizzare congiuntamente tali tipi di restrizioni per la misura della persistenza, poiché finora in letteratura sono state utilizzate separatamente.

Il lavoro è articolato come segue. Nella sezione 2 sono riviste alcune misure della persistenza in ambito univariato e multivariato e le relative dinamiche degli effetti degli impulsi nel tempo. E' inoltre presentata una discussione sulla interpretazione economica di tali misure a confronto con le più tradizionali funzioni di risposta ad impulso. La sezione 3 concerne più specificamente i legami esistenti

la tecnologia di produzione. Si vedano, a questo proposito, anche Cooper e Haltinwanger (1990, 1992).

tra effetti di persistenza e relazioni di cointegrazione e di correlazione seriale comune fra le variabili economiche. Nella quarta sezione sono presentati i principali risultati del modello di crescita dell'output ad otto macrosettori rappresentato da un sistema VAR su dati annuali del valore aggiunto per l'Italia. Alle misure di persistenza sono stati affiancati i cosiddetti profili di persistenza che intendono misurare il sentiero temporale della risposta dei singoli settori di attività ad uno shock generalizzato sul sistema. Infine la sezione 5 traccia alcune conclusioni e possibili sviluppi della ricerca.

2. LE MISURE DELLA PERSISTENZA NELLE SERIE ECONOMICHE

In termini generali, la permanenza di una serie economica è definita come l'effetto di uno shock al tempo t sul livello di lungo periodo della serie. In ambito univariato, si supponga che una serie in termini logaritmici, $\{y_t\}_{t=0}^T$, sia generata da un processo stazionario nelle differenze. Pertanto ammette una rappresentazione a media mobile:

$$\Delta y_t = \mu + a(L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

dove $a(L)$ rappresenta il polinomio nell'operatore ritardo L con $a_0=1$, e ε_t è un *white noise* di varianza σ_ε^2 . L'effetto di lungo periodo di un'innovazione al tempo t sul livello della serie è data dal limite della serie dei coefficienti della rappresentazione a media mobile della serie differenziata:

$$a(1) = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = \sum_{j=0}^{\infty} a_j. \quad (2)$$

Il valore di $a(1)$ rappresenta la misura di persistenza proposta da Campbell e Mankiw (1987). Un concetto alternativo, motivato da una semplice interpretazione legata alla stabilità del tasso di crescita della serie nel lungo periodo, è in Cochrane (1988), il quale propone una misura della persistenza ottenuta come limite del rapporto di varianze (*long-run variance ratio*):

$$V = \lim_{k \rightarrow \infty} V^k = \frac{1 \text{Var}(y_t - y_{t-k})}{k \text{Var}(y_t - y_{t-1})} = \frac{1 \sigma_k^2}{k \sigma_{\Delta y}^2}. \quad (3)$$

Le due misure descritte sono, tuttavia, strettamente connesse, in quanto, a meno di un fattore di scala, è possibile dimostrare che esse rappresentano la densità spettrale del processo differenziato calcolato alla frequenza zero, uno deflazionato dalla varianza condizionata (cioè dalla varianza di ε_t), l'altro dalla varianza non condizionata di Δy_t .

Queste misure sono state criticate in letteratura in quanto risultano sensibili alla specificazione delle componenti deterministiche del modello (Demery e Duck,

1992), e presentano elevati errori standard che devono imporre una certa cautela nell'interpretazione dei risultati.

Per generalizzare le misure in ambito multivariato, si ipotizzi che i tassi di crescita di m variabili economiche, approssimati dalle differenze logaritmiche dei livelli, seguano un processo stazionario, la cui rappresentazione a media mobile in forma vettoriale, VMA, sia data da:

$$\Delta Y_t = \mu + C(L)v_t, \quad (4)$$

in cui ΔY_t è il vettore dei tassi di crescita, μ è un vettore di costanti che rappresenta gli specifici tassi di crescita delle m serie, $\Omega = E(v_t v_t')$ rappresenta la matrice di

varianza e covarianza degli errori, e $C(L) = \sum_{r=0}^{\infty} C_r L^r$, dove $C_0 = I$ rappresenta

la normalizzazione che conferisce unicità alla rappresentazione, altrimenti indeterminata².

Nel modello (4), i tassi di crescita della serie i -esima ($i=1,2,\dots,m$) sono influenzati sia direttamente dagli shock ritardati sulla variabile j , ossia $v_{j,t-s}$ (con $s=1,2,\dots$), attraverso il "filtro" $C(L)$, sia indirettamente attraverso la matrice di correlazione contemporanea degli shock. PPL propongono una misura della persistenza legata alla densità spettrale $f_{\Delta Y}(\lambda)$ di ΔY alla frequenza zero, pari a:

$$2\pi f_{\Delta Y}(0) = C(1)\Omega C(1)', \text{ dove } C(1) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j. \quad (5)$$

Per ottenere una misura indipendente dalla scala, ciascun elemento (i,j) della matrice può essere rapportato, come nel caso univariato, o alle radici delle varianze condizionate di Δy_{it} e di Δy_{jt} (ossia alle varianze dell'errore di previsione un periodo in avanti) o alle loro varianze non condizionate.

Definendo il vettore indicatore con $e_i = (0,0,\dots,1,\dots,0)$, le due misure della persistenza nell'approccio multivariato proposte da PPL sono quindi date da:

$$P_{ij} = \frac{e_i' C(1)\Omega C(1)' e_j}{\sqrt{(e_i' \Omega e_i)(e_j' \Omega e_j)}}, \forall i,j; \text{ e } P_{ij}^* = \frac{e_i' C(1)\Omega C(1)' e_j}{\sigma_{\Delta y_i} \sigma_{\Delta y_j}}, \forall i,j. \quad (6)$$

Dato che le due misure non differiscono che per un fattore di scala, si farà riferimento, nel seguito, alla sola misura rapportata alle varianze condizionate $P=[P_{ij}]$.

La relativa misura di persistenza della serie i -esima è:

² E' questa la rappresentazione in forma ridotta in cui la matrice dei moltiplicatori di impatto C_0 è la matrice identità. L'innovazione contemporanea al settore j non influenza direttamente il tasso di crescita al tempo t del settore i e pertanto l'errore non può essere considerato come uno shock strutturale, ossia come uno shock economicamente interpretabile non correlato con altri tipi di shock.

$$P_i = \sqrt{P_{ii}} = \sqrt{\frac{e_i' C(1) \Omega C(1)' e_i}{(e_i' \Omega e_i)}}. \quad (7)$$

Se esiste una plausibile aggregazione delle variabili del sistema, ossia una variabile $y = \sum_{i=1}^m w_i y_i$, la misura di persistenza aggregata è data da:

$$P_{w'Y} = \sqrt{\frac{2\pi f_{w'\Delta Y}(0)}{w' \Omega w}} = \sqrt{\frac{w' C(1) \Omega C(1)' w}{w' \Omega w}}, \quad (8)$$

dove w è il vettore m -dimensionale di pesi fissi w_i .

Le precedenti misure di persistenza forniscono l'effetto di lungo periodo sulle singole serie di uno shock, generalizzato, al sistema economico. L'evoluzione temporale di tali effetti e la definizione del periodo di stabilizzazione possono essere ottenuti sostituendo $C(1)$ con $B_n = \sum_{i=0}^n C_i$. Pertanto la risultante matrice $P(n)$, $n=1,2,\dots$, denominata profilo di persistenza, ha come generico elemento (Lee e Pesaran, 1993):

$$\rho_{ij}(n) = \frac{e_i' B_n \Omega B_n' e_j}{\sqrt{(e_i' \Omega e_i)(e_j' \Omega e_j)}}. \quad (9)$$

Rispetto ai tradizionali strumenti utilizzati per cogliere la dinamica di un sistema colpito da uno shock, ossia le funzioni di risposta ad impulso, i profili di persistenza differiscono dal modo in cui gli shock sono interpretati ed analizzati.

Dal punto di vista economico gli shock di interesse sono quelli cosiddetti shock "primitivi" o strutturali, privi di cause comuni e tra loro non correlati. Per trasformare il sistema in modo tale che gli errori in ciascuna equazione siano incorrelati, l'approccio tradizionale delle funzioni di risposta ad impulso adotta la scomposizione di Cholesky di Ω , che permette di creare un nuovo vettore di errori tra loro ortogonali $T^{-1}v_i = u_i$ (con $\Omega = TT'$, essendo T una matrice triangolare) e con varianza unitaria. Pertanto l'effetto di uno shock su uno di questi errori ortogonalizzati, ad esempio u_{jt} , è privo di ambiguità in quanto non è correlato con gli altri errori ed è quindi possibile identificare gli effetti di uno shock su una variabile mentre quelli sulle altre variabili sono tenuti a zero.

La risposta della i -esima variabile ad un shock unitario (pari al valore dell'errore standard) avvenuto nella j -esima variabile dopo n periodi è allora pari a $e_i' B_n T e_j$ e la corrispondente misura di persistenza è pari a $\tilde{P}_{ij} = e_i' C(1) T e_j$.

I problemi derivanti dall'uso delle funzioni di risposta ad impulso sono sostanzialmente di due tipi. In primo luogo, l'effetto si riferisce ad un cambiamento nell'errore ortogonalizzato u_{jt} che non necessariamente si può interpretare come

uno shock “primitivo”. In secondo luogo, nella procedura di ortogonalizzazione diventa rilevante l'ordine con il quale le variabili sono inserite nel modello; infatti la variabile che compare al primo posto nel modello assume il ruolo di variabile potenzialmente esogena, ipotizzando implicitamente che esista un modello sottostante economicamente interpretabile che abbia una forma contemporaneamente ricursiva (Cooley e LeRoy, 1985). Pertanto, l'ordine delle variabili determina diverse funzioni di risposta ad impulso e quindi diverse matrici di persistenza³.

Quando non sono disponibili informazioni a priori per identificare gli effetti di shock strutturali, potrebbe essere ancora utile esaminare gli effetti di shock sulla forma ridotta degli errori. La “funzione di risposta all'impulso generalizzata” (*generalized impulse response*, GIR) introdotta da Koop *et al.* (1996) e sviluppata da Pesaran e Shin (1998) per i modelli lineari fornisce un modo naturale di farlo poiché essa misura l'effetto su una variabile endogena di uno shock tipico del sistema basato sulla covarianza stimata tra gli errori della forma ridotta nel periodo osservato. L'idea sottostante le GIR, infatti, è quella di renderle invarianti rispetto al modo in cui gli errori, v_t , sono ortogonalizzati.

Se si considera il vettore delle innovazioni v_t come il risultato di un insieme di shock - non identificati - all'intero sistema economico (*system-wide shocks*) piuttosto che come un insieme di innovazioni specifiche dei settori, si ottengono i profili di persistenza.

In questo caso le GIR sono derivate rispetto all'intero vettore e viste come variabili casuali. Nel caso in cui le v_t siano ottenute da una distribuzione normale multivariata con media zero e matrice di covarianze costante pari a Ω , le GIR sono anch'esse normali con media zero e matrice delle covarianze pari a $B_n \Omega B_n'$. Gli elementi diagonali di $B_n \Omega B_n'$, opportunamente scalati, rappresentano appunto i profili di persistenza di Lee e Pesaran (1993)⁴.

Al tendere di n all'infinito, il profilo di persistenza converge verso la misura di persistenza di PPL. Va puntualizzato che la misura P_{ij} , in questo caso, non rappresenta l'impatto di lungo periodo sulla variabile i -esima di una innovazione nella serie j , ma si riferisce alla risposta di lungo periodo della i -esima variabile a seguito

³ Una possibile alternativa alla fattorizzazione di Cholesky è quella di imporre restrizioni di identificazione basate sulla teoria economica risalendo, nell'analisi empirica, alla “forma strutturale” del modello. La misura di persistenza, a livello settoriale e aggregato, dipenderà in questo caso dal tipo di restrizioni che si vogliono adottare. In un modello di crescita multisettoriale queste restrizioni possono ricavarsi, ad esempio, nel caso in cui la teoria economica suggerisca che shock da domanda possano avere un impatto soltanto su alcuni settori, o nel caso in cui ci sia una ben definita dimensione temporale attribuita ad una matrice input-output in grado di descrivere la tecnologia di produzione tra i settori.

⁴ Ai profili di persistenza può essere data anche una interpretazione in termini di varianza dell'errore di previsione. Definendo con ζ_{t+n} il vettore degli errori nel prevedere i livelli dell'output n periodi in avanti, Y_{t+n} , condizionate alle informazioni disponibili al tempo $t-1$ (I_{t-1}), $\zeta_{t+n} = Y_{t+n} - E(Y_{t+n} | I_{t-1})$, si può facilmente dimostrare che $\text{var}(\zeta_{t+n} / I_{t-1}) = \Omega(n) = \sum_{j=0}^n B_j \Omega B_j'$. Pertanto $\Omega(n) - \Omega(n-1) = B_n \Omega B_n'$ può essere interpretato in termini di crescita della varianza di previsione osservata al crescere di n , “l'orizzonte” di previsione.

di uno shock sul sistema di equazioni che ha determinato un numero di cambiamenti nei livelli delle variabili, tra cui anche una variazione unitaria immediata nella serie j .

3. EFFETTI DI PERSISTENZA IN PRESENZA DI COINTEGRAZIONE E CARATTERISTICHE COMUNI DI CORRELAZIONE SERIALE IN UN MODELLO DI CRESCITA MULTISETTORIALE

In questa sezione si considerano gli effetti sulle misure e i profili di persistenza della presenza di alcune possibili caratteristiche comuni delle serie, sia di lungo sia di breve periodo, in un modello di crescita multisetoriale. La specificazione del modello trae origine dal modello multisetoriale di Long e Plosser (1983), ispirata alla teoria del ciclo economico reale (RBC). Secondo tale impostazione, il progresso tecnico costituisce l'unica fonte della crescita e delle fluttuazioni economiche, posto che le fluttuazioni derivino dalle risposte ottimali degli agenti alle variazioni di produttività. Nel modello si ipotizza un consumatore rappresentativo e funzioni di produzione settoriali linearmente omogenee. Il consumatore massimizza una funzione di utilità intertemporale i cui argomenti sono il tempo libero ed il consumo, sostituibile intertemporalmente tramite l'accumulazione di capitale. Date queste ipotesi, è possibile calcolare le quantità ottimali di lavoro offerto e di consumo (finale e intermedio) in ogni periodo. Sostituendo il lavoro e gli input intermedi ottimali nella funzione di produzione, Long e Plosser mostrano che il modello dinamico degli output settoriali assume la forma di una semplice rappresentazione autoregressiva in forma vettoriale, in cui le innovazioni sono date esclusivamente da shock di produttività.

Dato il modello, la presenza di caratteristiche comuni impone restrizioni sui parametri del VAR sottostante la stima⁵, fornendo una soluzione al problema, ricorrente in letteratura, dell'alto numero dei parametri da stimare e conseguentemente dell'efficienza delle stime. Al fine di ottenere una rappresentazione parsimoniosa del modello, PPL ipotizzano che in una data equazione dell'output di un settore i valori dei coefficienti associati ai tassi di crescita degli altri settori siano tra loro uguali. In pratica, si sostituisce alla dinamica dei diversi settori produttivi la dinamica di un settore aggregato composto da tutti i settori ad eccezione del settore che compare come variabile dipendente nell'equazione di regressione. Una assunzione simile sulle interrelazioni tra settori sembra concettualmente troppo restrittiva e non è stata verificata con dati europei (Rünstler, 1994). Un approccio alternativo è quello proposto da Koop (1992) e successivamente applicato alle misure di persistenza da Carmeci (1999) in cui vengono ridotte le dimensioni dello spazio parametrico attraverso metodi basati su ipotesi a priori di tipo bayesiano. In altri lavori sono stati proposti modelli che impongono o restrizioni di cointegrazione oppure restrizioni legate alla presenza di cicli comuni (Variyam, 1996). Dal momento che la presenza di cointegrazione non implica né esclude la presenza di cicli comuni, l'approccio proposto è di utilizzare congiuntamente tali tipi di restrizioni.

⁵ La derivazione formale viene presentata in Appendice.

La presenza di cointegrazione (e quindi di trend stocastici comuni) e di cicli comuni determina alcune conseguenze sulle misure e i profili di persistenza sulle quali è opportuno soffermarsi. Per chiarirne meglio le implicazioni, è forse utile presentare le definizioni di cointegrazione (e di trend comuni) e di cicli comuni.

Partendo dalla rappresentazione di Wold stazionaria (4) ed omettendo la componente deterministica, è possibile riscrivere l'equazione come:

$$\Delta Y_t = C(1)v_t + \Delta C^*(L)v_t, \quad (10)$$

dove $C_i^* = \sum_{j>i} -C_j$. Integrando entrambi i membri dell'equazione (10) si ottiene:

$$Y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} v_{t-s} + C^*(L)v_t = T_t + C_t. \quad (11)$$

L'equazione (11) è la rappresentazione multivariata della nota scomposizione di Beveridge e Nelson (1981). Le serie Y_t sono rappresentate come somma di una componente di passeggiate aleatorie T_t , il trend stocastico, e di una parte stazionaria C_t , il ciclo. È ora possibile introdurre le seguenti definizioni:

- le variabili Y_t hanno r relazioni di cointegrazione (o $m-r$ trend stocastici comuni) se esiste una matrice β ($m \times r$) formata da r vettori linearmente indipendenti, $r < m$, tale che $\beta' C(1) = 0$.
- Le variabili Y_t hanno s caratteristiche comuni di correlazione seriale (*serial correlation common feature, SCCF*) se esiste una matrice $\tilde{\beta}$ ($m \times s$) formata da s vettori linearmente indipendenti, $s \leq m - r$, tale che $\tilde{\beta}' C^*(L) = 0$.

Pertanto, la cointegrazione e la SCCF impongono restrizioni sugli elementi, rispettivamente, di $C(1)$ e di $C^*(L)$.

La condizione $\beta' C(1) = 0$ implica anche che $\beta' P = 0$, dove P è la matrice delle misure di persistenza e quindi il rango di P è pari a $m-r$. La presenza di relazioni di cointegrazione tra le variabili, pertanto, implica che esistono solamente $m-r$ origini indipendenti degli shock con effetto permanente sui livelli delle variabili del sistema.

Ricollegandosi alla rappresentazione in termini di trend stocastici comuni, se ciascuna variabile di Y_t contiene un trend stocastico ed il numero di trend stocastici è inferiore al numero di variabili, allora alcune variabili evolveranno nel lungo periodo seguendo un trend comune. Poiché solamente shock nel trend stocastico hanno effetti permanenti sulle variabili, è evidente che al crescere delle relazioni di cointegrazione (ovvero al diminuire dei trend comuni) diminuisce il numero di origini indipendenti degli shock con effetto permanente sulle variabili del sistema.

La presenza di cicli comuni implica, invece, affinità nelle forme dei profili di persistenza poiché, per costruzione, i profili sono collineari per le variabili che presentano una SCCF. Infatti la condizione $\tilde{\beta}' C^*(L) = 0$ presuppone anche che

$\tilde{\beta}'C_j = 0$ e pertanto $\tilde{\beta}'B_n = 0$. Allora, la presenza di *SCCF* suggerisce l'esistenza di meccanismi comuni di propagazione degli shock tra settori e quindi una tendenza delle fluttuazioni cicliche delle attività economiche a sincronizzarsi nel breve periodo.

La presenza di trend e cicli comuni in modelli multisetoriali è stata utilizzata per indirizzare il dibattito economico. Nei modelli che si ispirano alla teoria del ciclo reale, come precedentemente indicato, si perviene ad un modello VAR in cui solamente shock tecnologici costituiscono le origini delle innovazioni nelle equazioni dei prodotti settoriali. Lo stock di conoscenza tecnologica accumulata è, inoltre, modellato (in termini logaritmici) come una passeggiata casuale, in quanto "*knowledge arrives in random amounts*" (Long e Plosser, 1983, pag. 61). Durlauf (1989) sostiene che, se vale un modello di *RBC*, è da aspettarsi che gli shock tecnologici non si diffondano tra i settori. Una innovazione tecnologica nel settore manifatturiero non dovrebbe implicare, ad esempio, alcuna innovazione nel settore dei servizi vendibili. Questo determinerebbe una sostanziale divergenza nei sentieri di crescita dell'output nei diversi settori, che si tradurrebbe nella presenza nel modello di m trend stocastici e, conseguentemente, nella assenza di relazioni di cointegrazione tra gli m prodotti settoriali.

Piuttosto, problemi di coordinamento, indotti, ad esempio, da competizione imperfetta e da cadute nella domanda aggregata, sembrano spiegare meglio i comovimenti osservati. Tali problemi di coordinamento portano gli output settoriali ad avere esternalità positive per altri settori, generando in questo modo persistenza, cointegrazione e correlazione ciclica. Inoltre, dal momento che gli shock tecnologici sono intesi come i soli responsabili delle fluttuazioni economiche, non dovrebbero verificarsi neanche andamenti comuni di breve periodo, ossia i cicli settoriali dovrebbero essere idiosincratichi.

Tuttavia, come successivamente sostenuto dagli stessi teorici del ciclo economico reale, questa ulteriore condizione non è strettamente necessaria. Infatti, la presenza di cicli comuni si presta, dal punto di vista economico, a diverse interpretazioni. Da una parte si può affermare che settori diversi sperimentano shock comuni, e quindi l'esistenza di sincronizzazione ciclica riflette il fatto che le innovazioni "aggragate" siano le principali innovazioni a guidare il ciclo. Dall'altra, invece, si potrebbe affermare che diversi settori presentano meccanismi simili di propagazione degli shock. Ad esempio, in linea con la letteratura sui modelli input-output, se alcuni settori utilizzano la produzione di altri settori come output intermedio, shock specifici al settore "utilizzatore" si trasferiscono come shock di domanda dei settori "fornitori" (Long e Plosser, 1983). Quindi gli shock settoriali possono essere comunque dominanti, influenzando nel breve periodo i settori in modo simile grazie al meccanismo di propagazione degli shock.

Nell'ambito dei modelli del ciclo economico reale, la presenza di relazioni di cointegrazione è ripresa da Engel e Issler (1995). Gli autori propongono una specificazione alternativa del modello *RBC*, in cui le innovazioni tecnologiche sono cointegrate, e dimostrano che esiste una corrispondenza biunivoca tra numero di relazioni di cointegrazione tra shock di produttività e numero di relazioni di coin-

tegrazione tra output settoriali⁶. Pertanto, l'evidenza di persistenza, di trend e cicli comuni offrirebbe sostegno ad un modello di questo tipo.

4. MISURE E PROFILI DI PERSISTENZA DELL'OUTPUT SETTORIALE PER L'ECONOMIA ITALIANA

I dati utilizzati nell'analisi sono le serie del valore aggiunto settoriale valutato a prezzi costanti nel periodo 1952-1997. La serie annuale del valore aggiunto settoriale a prezzi costanti costituisce un aggiornamento della ricostruzione di Golinelli e Monterastelli (1990). I dati sono coerenti con lo schema contabile Sec79, e pertanto la serie non si estende fino agli ultimi anni per i quali il metodo di calcolo ha seguito i criteri indicati dal Sec95. Un raccordo tra le due serie, a livello settoriale, non è ancora disponibile⁷. Seguendo Durlauf (1989), sono state analizzate le caratteristiche dei seguenti otto macrosettori: Agricoltura; Energia; Beni durevoli; Beni non durevoli; Costruzioni; Commercio; Trasporti e comunicazioni; Altri servizi vendibili.

Per diverse ragioni, legate essenzialmente ai problemi di stima a prezzi costanti del prodotto (si veda ad esempio Fuà, 1993), si è deciso di escludere dall'analisi il valore aggiunto a prezzi costanti dei servizi non vendibili, costituiti per la massima parte dai servizi della Pubblica Amministrazione. Pertanto l'aggregazione dei settori considerati fornisce una misura del prodotto interno lordo al netto di quest'ultima.

Dal punto di vista della stima, si tratta, in sostanza, di risalire ai parametri della rappresentazione di Wold (4) dei tassi di crescita del prodotto dai parametri di un VAR di ordine finito p dei livelli del prodotto:

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + v_t, \quad (12)$$

che può essere trasformato nella forma a correzione dell'errore, ossia nel $VECM(p^*)$, con p^* , l'ordine del $VECM$, pari a $p-1$:

$$\Delta Y_t = \Phi_0 + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + v_t. \quad (13)$$

Dai parametri stimati, tenuto conto delle restrizioni di cointegrazione e *common features* eventualmente presenti tra le variabili, si risale alle misure ed ai profili di persistenza per mezzo delle relazioni descritte in Appendice.

⁶ In questi tipi di modelli, un modo per verificare se gli shock tecnologici siano i soli responsabili delle fluttuazioni dell'output viene mostrato in Cubadda *et al.* (2002). Gli autori mostrano come le assunzioni sulla tecnologia impongano restrizioni, verificabili, sulle componenti deterministiche del modello, giungendo alla conclusione che gli shock di produttività non sono in grado di spiegare, da soli, le fluttuazioni dell'output.

⁷ La scelta di lavorare con dati annuali è stata dettata dalla considerazione che l'aumento delle frequenze di campionamento non apporta informazioni rilevanti nella misurazione della permanenza, ed inoltre si evitano distorsioni dovute alle procedure di destagionalizzazione di serie a cadenza infra-annuale, come ad esempio dimostrato in Jaeger e Kunst (1990).

Alla luce di quanto esposto nella sezione 3 ed in Appendice, sono stati individuati tre modelli empirici attraverso i quali giungere alle misure ed ai profili di persistenza:

- *M1*: $VECM(p^*)$ non ristretto;
- *M2*: $VECM(p^*)$ ristretto per la presenza di *SCCF*;
- *M3*: $VECM(p^*)$ come *M2* con ulteriori restrizioni di esclusione.

L'adozione del modello *M1* è stata dettata dalla necessità di fornire una base per il confronto sia con gli altri due modelli, per evidenziarne il guadagno in termini di efficienza delle stime, sia con altri lavori sullo stesso argomento. Il modello *M2* è quello che rappresenta la novità dell'approccio, di cui il modello *M3* è semplicemente un'estensione. Si può sintetizzare il procedimento seguito per giungere alla stima delle misure e dei profili di persistenza nei seguenti passi:

1. scelta dell'ordine del *VAR*. Questo è stato effettuato per mezzo degli usuali *test* di riduzione dell'ordine;
2. verifica dell'esistenza di relazioni di cointegrazione tra le variabili. A tal fine sono stati impiegati i test di massima verosimiglianza sviluppati da Johansen (1988);
3. verifica, per i modelli *M2* ed *M3*, del numero dei *cofeature vectors*. Per questo sono state adottate le correlazioni canoniche tra le differenze prime al tempo t , da una parte, e dall'altra le differenze prime al tempo $t-1$ ed il termine a correzione dell'errore, z_{t-1} , condizionate alla costante;
4. stima delle misure e dei profili di persistenza, ossia la (7) e la (9), rispettivamente.

Con riferimento al primo punto, si è proceduto ammettendo come ordine massimo del *VAR*, considerato il numero delle variabili e delle osservazioni a disposizione, $p=3$. I risultati dei *test*, come evidenziato nella tavola 1, inducono alla scelta di un $VAR(2)$. Nella stessa tavola sono riportati alcuni *test* di corretta specificazione del modello $VAR(2)$ selezionato.

TAVOLA 1

Scelta dell'ordine del *VAR*

H ₀ : VAR(1); H _a : VAR(3)	F(128, 92) = 1,844 [0.001]
H ₀ : VAR(2); H _a : VAR(3)	F(64, 69) = 1,496 [0.051]
Vector Portmanteau 5 lags	= 332,27
Vector AR 1-2 F(128, 34)	= 1,414 [0.121]
Vector Normality $\chi^2(16)$	= 22,493 [0.128]

Il passo successivo è la verifica dell'esistenza di relazioni di cointegrazione tra le variabili. A questo proposito occorre sottolineare il ruolo che le componenti deterministiche hanno nel test (Johansen, 1994). Al fine di tener conto della presenza del *drift* e di un trend deterministico nei livelli delle singole serie, si è scelto di includere nel *VECM* una costante non ristretta ed un trend lineare, quest'ultimo ristretto nel vettore di cointegrazione per escludere la possibilità di un trend quadratico nella rappresentazione delle serie nei livelli. La tavola 2 mostra i valori della statistica test basata sull'autovalore massimo ed i valori critici⁸ al 95%.

⁸ La dimensione del sistema multivariato è piuttosto elevata rispetto al numero di osservazioni annuali disponibili. In questi casi, Haug *et al.* (2000) hanno rilevato che i valori critici potrebbe-

I risultati mostrano che non si può respingere l'ipotesi di quattro vettori di cointegrazione.

TAVOLA 2
Risultati del test di cointegrazione

H_0	λ_{\max}	Valore critico (5%)
$r=0$	83,85	56,68
$r\leq 1$	63,60	50,58
$r\leq 2$	46,19	44,47
$r\leq 3$	38,60	38,32
$r\leq 4$	30,12	32,12
$r\leq 5$	18,26	25,23
$r\leq 6$	16,21	19,38
$r\leq 7$	8,24	12,52

Nota: i valori critici sono desunti da MacKinnon et al. (1999).

La molteplicità dei vettori di cointegrazione comporta, come noto, un problema di identificazione dei parametri delle relazioni di lungo periodo. Dal momento che i valori dei coefficienti di cointegrazione possono fornire indicazioni utili sulla natura delle relazioni di equilibrio, si è cercato di verificare alcune ipotesi su tali coefficienti che fossero economicamente plausibili⁹. In primo luogo, è stato verificato se alcune variabili potessero essere escluse dallo spazio di cointegrazione, implicando per tali settori sentieri di crescita divergenti rispetto agli altri. In questo caso l'ipotesi da verificare è quella di esclusione dei coefficienti di cointegrazione di una variabile j in tutti i vettori di cointegrazione, ossia $H_0: \beta_{ij}=0, i=1,2,\dots,r$. La statistica test basata sul rapporto di verosimiglianza si distribuisce come un χ^2 con r gradi di libertà. Come riportato nella tavola 3, l'ipotesi è rifiutata per tutti i settori considerati. I sentieri di crescita settoriale, anche se nel breve periodo possono presentare andamenti differenziati, nel lungo periodo presentano caratteristiche di reciproca influenza¹⁰. Può, inoltre, essere sottoposta a verifica la presenza di relazioni di lungo periodo tra gruppi di settori, come in Lucke (1998). A tal fine, dopo una analisi delle relazioni non ristrette, è stata sottoposta a verifica un insieme di restrizioni di esclusione che porta alla seguente interpretazione delle quattro relazioni di lungo periodo. Il primo vettore raggruppa i settori dei servizi; il secondo vettore identifica il comparto dell'industria; il terzo vettore individua

ro differire sensibilmente da quelli usualmente utilizzati nei lavori empirici (ad esempio quelli di Osterwald-Lenum, 1992, adottati in PcFiml). Pertanto, i valori critici utilizzati sono quelli riportati in MacKinnon *et al.* (1999) basati sulla superficie di risposta. E' da aggiungere che il test di cointegrazione dipende maggiormente dall'ampiezza del periodo di osservazione del fenomeno piuttosto che dal numero di osservazioni (tra gli altri, Otero e Smith, 2000), nel senso che l'aumento della frequenza di campionamento non aumenta la potenza del test.

⁹ Per l'identificazione dei parametri delle relazioni di lungo periodo, è necessario disporre di un criterio che permetta di stabilire se viene imposto un numero sufficiente di vincoli. Tale criterio è stato esplicitato in Johansen (1995). Condizione necessaria per l'identificazione dei vettori di cointegrazione è che su ogni relazione di lungo periodo sia posto, oltre al vincolo di normalizzazione, un numero di vincoli pari a $r-1$.

¹⁰ Come sottolineato da Fiess e Verner (2001), il rifiuto di tale ipotesi è, ad esempio, in contrasto con la letteratura sull'economia dualistica, che prende spunto dai lavori di Lewis (1954).

una relazione di lungo periodo tra settori esposti alla concorrenza internazionale, mentre il quarto vettore indica una relazione tra settori maggiormente protetti, con produzione destinata quasi esclusivamente al mercato interno. Data questa rappresentazione, vi sono nel complesso cinque restrizioni di sovraidentificazione. Il valore della statistica test, pari a 9,78, confrontato con il valore critico al 5% della distribuzione χ^2 con 5 gradi di libertà, permette di non rifiutare la validità delle restrizioni di identificazione adottate.

TAVOLA 3

Matrice β dei vettori di cointegrazione con restrizioni di identificazione

Variabili	Restrizioni di esclusione	β_1	β_2	β_3	β_4
Agricoltura	20,58*	0	0	-0,550	0
Energia	23,80*	0	1,000	0	0,430
Beni durevoli	21,64*	0	2,881	0	1,000
Beni non durevoli	24,62*	0	-6,661	0	-1,707
Costruzioni	26,41*	0	0	1,000	-0,545
Commercio	24,49*	1,000	0	-2,197	0
Trasporti e comunicazioni	17,94*	-0,481	0	0,328	0
Altri servizi vendibili	32,68*	-0,699	0	1,373	0
Trend	31,18*	0,014	0,084	0,006	0,011

Nota: * Il valore critico al livello di significatività del 5% è pari a 9,48.

Una volta formati i termini a correzione dell'errore, $z_t = \hat{\beta}'Y_t$, si passa alla stima del $VECM(1)$: $\Delta Y_t = \Phi_0 + \alpha z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + v_t$, ottenendo le stime $\hat{\Phi}_0$, $\hat{\Pi} = \hat{\alpha}\hat{\beta}'$ e $\hat{\Gamma}_1$, con le quali pervenire alla stima delle misure e dei profili di persistenza per il modello $M1$. Una ulteriore ipotesi che è stata verificata è quella di esogeneità in senso debole, che può essere verificata conducendo un test di ipotesi di uguaglianza a zero dei coefficienti di aggiustamento, la matrice α , delle relazioni di cointegrazione nelle diverse equazioni. L'ipotesi di esogeneità debole può essere condotta attraverso un test di massima verosimiglianza, che, sotto l'ipotesi nulla, si distribuisce come un χ^2 con un numero di gradi di libertà pari al numero dei vettori di cointegrazione. Tale ipotesi è rifiutata al livello di significatività del 5% per tutti i settori con l'eccezione dell'Agricoltura, dei Beni Durevoli e dei Trasporti. Per questi settori, dunque, non sembra siano presenti forze di aggiustamento che tendono a riportare le deviazioni di breve periodo verso l'equilibrio.

Per la verifica del numero dei *cofeature vectors*, sono state utilizzate le correlazioni canoniche tra le differenze prime al tempo t , da una parte, e dall'altra le differenze prime al tempo $t-1$ ed il termine a correzione dell'errore, z_{t-1} , condizionate alla costante. Va ricordato che il test ha senso fino ad un massimo di $s=4$, data la scelta sul numero di vettori di cointegrazione, in quanto lo spazio generato dai vettori di cointegrazione e quello delle caratteristiche comuni sono ortogonali (Engle e Isler, 1995). I risultati del test sono riportati nella tavola 4.

Al livello di significatività scelto, si può concludere per la presenza di due *cofeature vectors*, che mettono in risalto un certo grado di co-movimento tra i prodotti settoriali nel breve periodo. La presenza di due *cofeature vectors* impone 12 restri-

zioni sui parametri del modello. Come descritto in Appendice, la correlazione seriale non è l'unico tipo di caratteristica comune che si può presentare, esistendo in letteratura quella detta di forma debole (*weak form*), in cui, sostanzialmente, è rilevato il co-movimento delle serie corrette per gli effetti di lungo periodo. Per verificare che la caratteristica comune riguardi proprio la correlazione seriale, si è sottoposta a verifica l'ipotesi nulla di forma forte contro l'ipotesi alternativa di forma debole (Hecq *et al.*, 2000). Il test, basato sul rapporto di verosimiglianza, non rifiuta, per $s=2$, l'ipotesi di *SCCF*.

TAVOLA 4

Risultati del test di comune correlazione seriale

H_0	Statistica test	Valore critico (5%)
$s>0$	1,95	11,07
$s>1$	13,60	21,03
$s>2$	33,76	32,67
$s>3$	74,65	45,91

Il modello *M3* è del tutto analogo ad *M2*, tranne che la stima è effettuata escludendo le variabili non significative di quest'ultimo, ossia imponendo ulteriori restrizioni di esclusione (*zero restrictions*) per migliorare la precisione delle stime.

Per verificare se le restrizioni nel modello *M3* possano essere complessivamente accettate, è stato utilizzato il test del rapporto di verosimiglianza (*LR*). Nella tavola 5 sono riportati i valori di massima verosimiglianza stimati, il numero di parametri e i test del rapporto di massima verosimiglianza dei modelli specificati. Come atteso, le restrizioni imposte nel modello *M3* non sono rifiutate, rispetto sia al modello *M1* sia al modello *M2*, essendo le statistiche test al di sotto dei corrispondenti valori critici fissati al 5% di significatività.

TAVOLA 5

Scelta del modello

Modelli	<i>LLF</i>	n. parametri (ν)	<i>LR</i> test	Valore critico (5%)
<i>M1</i>	1446,8	104 (37)	36,2	52,2
<i>M2</i>	1440,0	92 (25)	22,6	37,6
<i>M3</i>	1428,7	67		

Note: *LLF* è il logaritmo della funzione di verosimiglianza dei modelli stimati.

Nella colonna del numero di parametri del modello è indicato in parentesi tonda il numero di restrizioni rispetto a *M1*. Il test del rapporto di verosimiglianze si riferisce alle restrizioni imposte sul modello M_i , $i=1,2$, per ottenere il modello *M3*. E' pari a $-2(LLF_i - LLF_3)$ e si distribuisce come un χ^2 con ν gradi di libertà.

Nella tavola 6 sono riportate le stime delle misure di persistenza per gli otto macrosettori e per l'output aggregato, ottenute dall'applicazione dei tre modelli. Per ciascuna misura è anche riportato il relativo errore standard¹¹ che fornisce una

¹¹ In letteratura esistono diversi metodi per il calcolo degli errori standard associati alle misure e ai profili di persistenza. Nel presente lavoro, seguendo Lee e Shields (2000), è stato applicato il metodo "Delta".

indicazione sulla precisione delle stime. E' da sottolineare che la misura di persistenza espressa nella (8) si è potuta ottenere in quanto si è approssimato il logaritmo della somma degli output settoriali con la somma dei logaritmi degli output settoriali, ossia con pesi $w_i=1, \forall i$.

Nel passaggio dal modello *M1* al modello *M2*, si nota la riduzione delle misure di persistenza e il miglioramento della precisione delle stime in molti settori, ad eccezione dell'agricoltura, dell'energia e dei trasporti. In media, le misure di persistenza settoriale ottenute attraverso il modello *M2* sono inferiori di circa l'11% rispetto a quelle ottenute con il modello *M1*, mentre, sempre in media, la riduzione dell'effetto di persistenza misurato con il modello *M3* è del 7% rispetto al modello *M2*. Concentrando l'attenzione sul modello *M3*, quello selezionato, si può notare che in tutti i settori le misure di persistenza sono significativamente al di sopra dello zero, implicando che uno shock sul sistema ha un effetto permanente sull'output settoriale. Inoltre, ad eccezione dell'agricoltura e dei beni non durevoli, i valori ottenuti sono tutti superiori all'unità, ossia uno shock che avviene al tempo t determina una revisione della previsione di lungo periodo dell'output superiore alla dimensione dello shock stesso. Particolarmente elevata è la misura relativa al settore dell'energia. Anche la persistenza del PIL al netto dei servizi non vendibili è elevata, essendo pari ad 1,58.

Le misure ottenute sono in linea con l'evidenza empirica internazionale condotte su dati annuali, anche se il valore relativo al PIL, seppur al netto dei servizi non vendibili, è piuttosto elevato rispetto ai valori ottenuti da altri autori su dati italiani (Giovannini *et al.*, 1994; Pistoresi, 1997; Carmeci, 1999). Un confronto diretto non è tuttavia possibile poiché esistono differenze nella tipologia di dati utilizzati (valore aggiunto rispetto a produzione totale), nella loro cadenza temporale (dati annuali rispetto a dati trimestrali) ed anche nel livello di disaggregazione settoriale adottato.

TAVOLA 6

Misure di persistenza settoriale ed aggregata

Macrosettore	Modelli		
	<i>M1</i>	<i>M2</i>	<i>M3</i>
Agricoltura	0,693 [0,027]	0,726 [0,053]	0,651 [0,028]
Energia	2,389 [0,090]	2,604 [0,166]	2,616 [0,185]
Beni durevoli	1,234 [0,094]	1,144 [0,088]	1,099 [0,079]
Beni non durevoli	1,244 [0,048]	0,858 [0,045]	0,918 [0,039]
Costruzioni	1,895 [0,063]	1,494 [0,067]	1,598 [0,063]
Commercio	2,137 [0,078]	1,452 [0,067]	1,467 [0,055]
Trasporti e comunicazioni	1,215 [0,057]	1,404 [0,109]	1,203 [0,084]
Altri servizi vendibili	2,803 [0,077]	1,425 [0,097]	1,354 [0,071]
Prodotto aggregato	1,894 [0,089]	1,694 [0,088]	1,577 [0,074]

Nota: In parentesi sono riportati gli errori standard, validi asintoticamente.

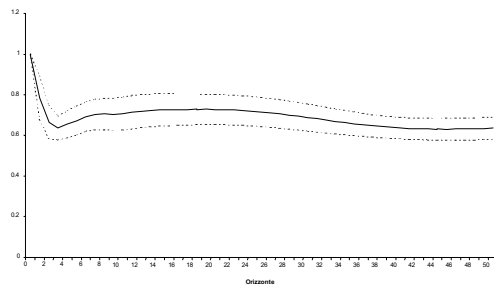


Figura 1a – Profilo di persistenza del settore Agricoltura (modello $M3$).

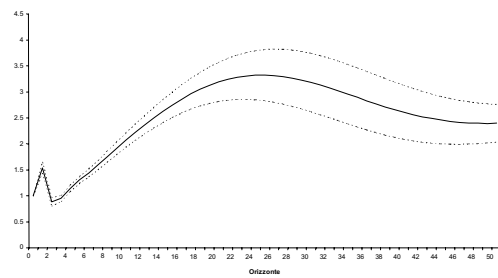


Figura 1b – Profilo di persistenza del settore Energia (modello $M3$).

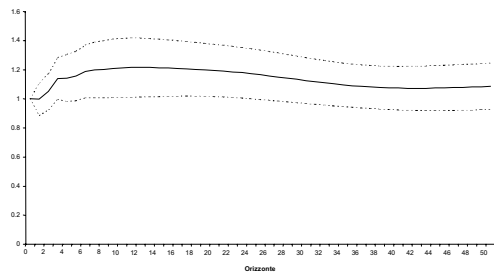


Figura 1c – Profilo di persistenza del settore Beni Durevoli (modello $M3$).

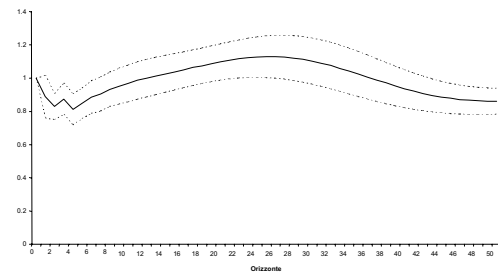


Figura 1d – Profilo di persistenza del settore Beni Non Durevoli (modello $M3$).

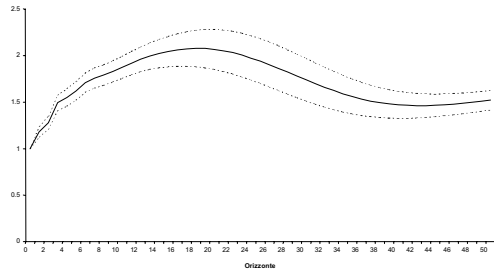


Figura 1e – Profilo di persistenza del settore Costruzioni (modello $M3$).

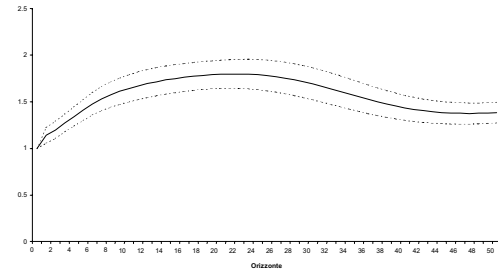


Figura 1f – Profilo di persistenza del settore Commercio (modello $M3$).

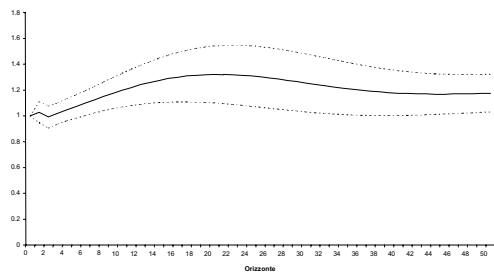


Figura 1g – Profilo di persistenza del settore Trasporti (modello $M3$).

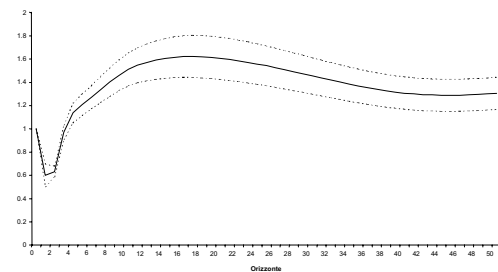


Figura 1h – Profilo di persistenza del settore Servizi Vendibili (modello $M3$).

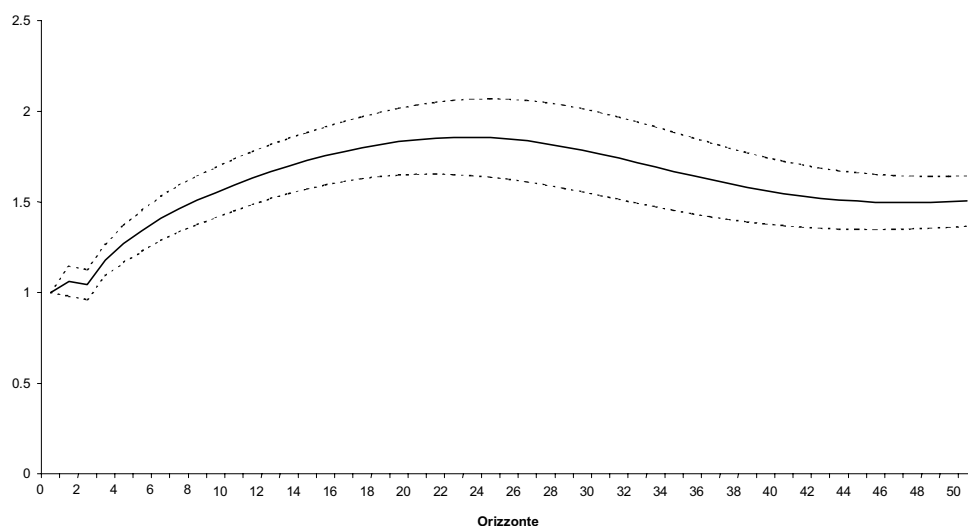


Figura 2 – Profilo di persistenza dell'output aggregato (modello $M3$).

Nelle figure 1a-1h sono riportati, per il modello $M3$, i profili di persistenza relativi agli otto macrosettori e, nella figura 2, il profilo di persistenza relativo all'output aggregato, con i relativi intervalli di confidenza al 95%. Come si può chiaramente osservare, il sentiero di aggiustamento verso il nuovo livello di lungo periodo delle serie a seguito di uno shock (non identificato) richiede, in tutti i settori, un periodo relativamente lungo. In particolare, in alcuni di essi, come il settore energetico, le costruzioni e il settore dei servizi vendibili, l'impatto di uno shock sull'output determina fluttuazioni che tendono a stabilizzarsi dopo circa quindici anni. Il prodotto aggregato rispecchia, sostanzialmente, l'andamento prodotto a livello settoriale, anche se l'intensità delle fluttuazioni risulta meno marcata.

5. CONCLUSIONI

Attraverso un modello di crescita multisetoriale rappresentato da un sistema VAR su dati annuali del valore aggiunto per l'Italia dal 1952 al 1997, suddivisi in otto macrosettori, sono state ottenute misure di persistenza relativi ai settori produttivi e all'output aggregato. Accanto alle misure di persistenza sono stati presentati i profili temporali delle risposte dei settori alle innovazioni dai quali trarre informazioni sulla velocità con la quale il sistema torna all'equilibrio di lungo periodo ante shock. Il VAR è stato ristretto per tenere conto delle relazioni di cointegrazione e *common feature* esistenti tra i settori. Nel modello sono stati individuate quattro relazioni di cointegrazione tra le variabili e due caratteristiche comuni di correlazione seriale.

La presenza di cointegrazione tra gli output dei settori produttivi implica un numero di origini indipendenti delle innovazioni con effetto permanente sull'output inferiore al numero di settori considerati nel modello. Ciò mal si concilia con l'interpretazione, propria della teoria del ciclo reale, che gli shock tecnologici sia-

no i soli in grado di determinare effetti permanenti sull'output, a meno che non si ammetta che la dimensione degli shock di produttività sia inferiore a quella dei settori considerati, il che implica un effetto di *spill-over* tecnologico tra settori diversi. La presenza di caratteristiche comuni di correlazione seriale, inoltre, suggerisce la presenza di un certo grado di interrelazione tra i tassi di crescita dell'output, mettendo in luce il ruolo delle interdipendenze settoriali nei meccanismi di propagazione degli shock.

In quasi tutti i settori, e nel PIL al netto dei servizi della PA, la valutazione della persistenza è stata superiore all'unità, anche se le misure settoriali non sono omogenee. La costruzione dei cosiddetti "profili di persistenza", che si differenziano dalle tradizionali funzioni di risposta agli impulsi per il fatto che sono invarianti rispetto al modo in cui le innovazioni sono ortogonalizzate, ha permesso di evidenziare che il nuovo livello di equilibrio delle variabili è raggiunto dopo circa quindici anni dal verificarsi dello shock. I risultati ottenuti sembrano incoraggiare l'utilizzo di modelli in cui si tengano in considerazione le relazioni esistenti tra gli andamenti degli output disaggregati, sia nel lungo periodo (attraverso le relazioni di cointegrazione) sia nel breve (attraverso la dinamica e le interrelazioni dei tassi di crescita). Sarebbe interessante utilizzare dati settoriali di produzione e non di valore aggiunto, che comprendono i consumi intermedi, i quali rappresentano il canale attraverso il quale la struttura input-output opera sul mercato. Al momento, tuttavia, non si dispone di una ricostruzione di una serie annuale della produzione settoriale sufficientemente lunga per tale tipo di analisi. Inoltre, come più volte rilevato, gli effetti di persistenza stimati si riferiscono ad un effetto di uno shock generalizzato sul sistema. L'inclusione nel modello di specifiche innovazioni che siano state precedentemente identificate, costituisce uno dei possibili sviluppi di questo lavoro.

*Dipartimento di Scienze Economiche,
Gestionali e Sociali
Università del Molise*

MARCO CENTONI

*Dipartimento di Contabilità Nazionale e
Analisi dei Processi Sociali
Università di Roma "La Sapienza"*

ROBERTO ZELLI

APPENDICE

Le misure ed i profili di persistenza si basano, come si è visto nel testo, sui parametri della rappresentazione di Wold (4) dei tassi di crescita del prodotto. Per la loro stima, è prassi comune ricorrere ad un *VAR* di ordine finito p dei livelli del prodotto:

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + v_t \quad (A1)$$

Per passare dalle matrici Φ_p alle C_n Pesaran e Shin (1996) forniscono il seguente risultato:

$$C_n = B_n - B_{n-1}, C_1 = B_1 - I; \quad (A2)$$

$$B_n = \Phi_1 B_{n-1} + \Phi_2 B_{n-2} + \dots + \Phi_p B_{n-p}, \quad (A3)$$

con $B_0 = I$ e $B_n = 0$, quando $n < 0$.

Tuttavia, la presenza di alcune possibili proprietà comuni delle serie, sia di lungo sia di breve periodo, impone delle restrizioni ai parametri del VAR . Per mostrare le restrizioni che questo tipo di movimenti comuni implica, è conveniente trasformare il $VAR(p)$ in considerazione nella forma a correzione dell'errore, ossia nel $VECM(p^*)$, con p^* , l'ordine del $VECM$, uguale a $p-1$:

$$\Delta Y_t = \Phi_0 + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + v_t, \quad (A4)$$

dove

$$\Pi = \Phi_1 + \dots + \Phi_p - I, \Gamma_i = -(\Phi_{i+1} + \dots + \Phi_p), \text{ per } i = 1, \dots, p-1 \quad (A5)$$

In presenza di cointegrazione, il rango r della matrice Π è ridotto e pari al numero delle relazioni di cointegrazione. In questo caso, la matrice Π può essere scomposta nel prodotto tra la matrice α ($m \times r$) dei fattori di correzione e la matrice β ($m \times r$) delle relazioni di cointegrazione: $\Pi = \alpha\beta'$. Quindi, la presenza di cointegrazione implica un numero di restrizioni pari a $m(m-r)$. Infatti, il numero dei parametri da stimare, tralasciando quelli sulle componenti deterministiche, scende da m^2p a $m^2p - m^2 + mr$.

Passando ad analizzare i movimenti comuni di breve periodo, si dice che variabili stazionarie, $I(0)$, mostrano $SCCF$, se esiste una combinazione lineare di tali variabili che rappresenta una innovazione rispetto alle informazioni precedenti al tempo t (Engle e Kozicki, 1993). Sia $\tilde{\beta}$ la matrice ($m \times s$) formata dall'insieme degli s vettori linearmente indipendenti che prendono il nome di *cofeature vectors*. Dato che $\Delta Y_t \sim I(0)$, allora, con riferimento al $VECM$:

$$\tilde{\beta}' \Delta Y_t = \tilde{\beta}' v_t. \quad (A6)$$

Di conseguenza:

$$\tilde{\beta}' \alpha = 0, \text{ e } \tilde{\beta}' \Gamma_i = 0, \forall i. \quad (A7)$$

Le identità precedenti implicano l'esistenza di una matrice $\tilde{\beta}_\perp$ di dimensione $m \times (m-s)$ tale che $\tilde{\beta}_\perp' \tilde{\beta} = 0$. Allora, dalla (A7) si deriva:

$$\alpha = \tilde{\beta}_\perp \alpha^*, \text{ e } \Gamma_i = \tilde{\beta}_\perp \Gamma_i^*, \forall i, \quad (A8)$$

dove le Γ_i^* sono di ordine $(m-s) \times m$ e la α^* è di ordine $(m-s) \times r$.

Recentemente Hecq *et al.* (2000) hanno introdotto un altro concetto di caratteristica comune, denominata *forma debole* (*WF*), distinta dalla *forma forte* (*SF*) in cui ricade la *SCCF*. Se c'è *forma debole*, la dinamica comune di breve periodo si riduce ad un *white noise* prendendo una combinazione lineare delle differenze prime delle variabili corrette, però, per gli effetti di lungo periodo, ossia:

$$\tilde{\beta}'(\Delta Y_t - \alpha\beta'Y_{t-1}) = \tilde{\beta}'v_t. \quad (A9)$$

Tornando alle implicazioni della presenza di *SCCF*, per l'identificazione della matrice $\tilde{\beta}$ si impongono un numero di restrizioni di esclusione e di normalizzazione tale da ottenere una sub-matrice identità di ordine s in $\tilde{\beta}$, ossia:

$$\tilde{\beta} = \begin{bmatrix} I_s \\ \tilde{\beta}^* \end{bmatrix}, \quad (A10)$$

dove $\tilde{\beta}^*$ è di ordine $(m-s) \times s$.

Il sistema di equazioni della forma pseudo-strutturale può essere rappresentato da:

$$\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\beta}^{*'} \\ 0_{(m-s) \times s} & I_{m-s} \end{bmatrix} \Delta Y_t = \Phi_0 + \begin{bmatrix} 0_{s \times (mp^* + r)} \\ \Gamma_1^* \dots \Gamma_{p^*}^* \alpha^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta_{t-p^*} \\ \hat{\beta}'Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t, \quad (A11)$$

dove le Γ^* sono di ordine $(m-s) \times m$ e α^* è di ordine $(m-s) \times r$.

Il sistema precedente implica la seguente forma ridotta ristretta:

$$\Delta Y_t = \Phi_0 + \begin{bmatrix} -\tilde{\beta}^{*'} \\ I_{m-s} \end{bmatrix} [\Gamma_1^* \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p^*}^* \Delta_{t-p^*} + \alpha^* \hat{\beta}'Y_{t-1}] + v_t. \quad (A12)$$

In altri termini, il sistema che si ricava è formato da s equazioni di tipo strutturale:

$$\Delta Y_t^* = -\tilde{\beta}^{*'} \Delta Y_t^{**} + v_t^*, \quad (A13)$$

per le prime s variabili, dove ΔY_t^* è il vettore $s \times 1$ relativo alle prime s variabili e ΔY_t^{**} è il vettore $(m-s) \times 1$ relativo alle restanti $m-s$ variabili; per le altre $m-s$ equazioni, il sistema è completato dalle equazioni del *VECM* non ristrette:

$$\Delta Y_t^{**} = \alpha^* \hat{\beta}'Y_{t-1} + \Gamma_1^* \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p^*}^* \Delta Y_{t-p^*} + v_t^{**}. \quad (A14)$$

In termini di restrizioni sul *VECM*, il loro numero è pari a $s(mp^*+r)-sm+s^2$. Infatti il numero dei parametri è $m-s$ per le prime s equazioni, e mp^*+r per le restanti $m-s$ equazioni del *VECM*.

Dalla stima *FIML* della forma pseudo-strutturale si perviene ai parametri del *VECM* per mezzo delle seguenti relazioni:

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} -\tilde{\beta}^{*'} \\ I_{m-s} \end{bmatrix} \Gamma_i^*, \text{ per } i=1, \dots, p^*; \quad (\text{A15})$$

$$\alpha = \begin{bmatrix} -\tilde{\beta}^{*'} \\ I_{m-s} \end{bmatrix} \alpha^*. \quad (\text{A16})$$

Infine, le stime dei parametri del *VAR(p)* si ottengono da quelle del *VECM* ricorrendo alle relazioni (A5):

$$\begin{aligned} \Phi_p &= -\Gamma_p^*, \\ \Phi_{p-1} &= \Gamma_{p-1} - \Gamma_{p-2} \\ &\dots \\ \Phi_1 &= \Gamma_1 + \Pi + I \end{aligned} \quad (\text{A17})$$

Una volta ottenute le stime dei parametri C_n , B_n e Ω , si perviene alle misure ed ai profili di persistenza, come specificato rispettivamente nella (7) e nella (9).

RINGRAZIAMENTI

Desideriamo ringraziare i partecipanti della riunione scientifica “Modelli statistici per l’analisi delle serie temporali”, tenutasi a L’Aquila il 4-5 aprile 2001, Gianluca Cubadda, Kevin Lee, Kalvinder Shields e gli anonimi referees per i commenti e le osservazioni ricevute. Ovviamente siamo gli unici responsabili degli errori rimasti.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- S. BEVERIDGE, C.R. NELSON, (1981), *A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory component with particular attention to the measurement of the Business Cycle*, “Journal of Monetary Economics”, 7, pp. 151-174.
- J.Y. CAMPBELL, N.G. MANKIW, (1987), *Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations*, “American Economic Review”, 77, pp. 111-117.
- G. CARMECI, (1999), *Bayesian analysis of sectoral and aggregate persistence of Italian production: a Gibbs sampler approach*, “Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali”, 46, pp. 173-189.
- J.H. COCHRANE, (1988), *How big is the random walk in GNP?*, “Journal of Political Economy”, 96, pp. 893-920.

- T.F. COOLEY, S. LE ROY, (1985), *Atheoretical macroeconomics: A critique*, "Journal of Monetary Economics", 16, pp. 283-308.
- R. COOPER, J. HALTIWANGER, (1990), *Inventories and the propagation of sectoral shocks*, "American Economic Review", 80, pp. 170-190.
- R. COOPER, J. HALTIWANGER, (1992), *Macroeconomic implications of production bunching: Factor demand linkages*, "Journal of Monetary Economics", 30, pp. 107-128.
- G. CUBADDA, G. SAVIO, R. ZELLI, (2002), *Seasonality, productivity shocks and sectoral comovements in a real business cycle model for Italy*, "Macroeconomic Dynamics", 6, pp. 337-356.
- D. DEMERY, N.W. DUCK, (1992), *Are economic fluctuations really persistent? A reinterpretation of some international evidence*, "The Economic Journal", 102, pp. 1094-1101.
- S.N. DURLAUF, (1989), *Output persistence, economic structure, and the choice of stabilization policy*, "Brooking Papers on Economic Activity", 2, pp. 69-136.
- R.F. ENGLE, J.V. ISSLER, (1995), *Estimating common sectoral cycles*, "Journal of Monetary Economics", 35, pp. 83-113.
- R.F. ENGLE, S. KOZICKI, (1993), *Testing for common features (with discussion)*, "Journal of Business & Economic Statistics", 11, pp. 369-395.
- N.M. FIESS, D. VERNER, (2001), *Intersectoral dynamics and economic growth in Ecuador*, "World Bank Country Economics Department Papers", n. 2514.
- G. FUÀ, (1993), *Crescita economica. Le insidie delle cifre*, Il Mulino, Bologna.
- E. GIOVANNINI, M. LIPPI, G. SAVIO, (1994), *Ciclo economico e persistenza nei principali settori dell'economia italiana*, in Banca d'Italia, "Ricerche quantitative per la politica economica", vol. 1, pp. 99-125.
- R. GOLINELLI, M. MONTERASTELLI, (1990), *Un metodo di ricostruzione di serie storiche compatibili con la nuova contabilità nazionale 1951-1989*, Prometeia, "Nota di lavoro", n. 9001.
- A.A. HAUG, J.G. MACKINNON, L. MICHELIS, (2000), *European Monetary Union: A cointegration analysis*, "Journal of International Money and Finance", 19, pp. 419-432.
- A. HECQ., F.C. PALM, J.P. URBAIN, (2000), *Permanent-Transitory decomposition in VAR models with cointegration and common-cycles*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", 62, pp. 511-532.
- A. JAEGER, R. KUNST, (1990), *Seasonal adjustment and output persistence*, "Journal of Applied Econometrics", 5, pp. 59-99.
- S. JOHANSEN, (1988), *Statistical analysis of cointegration vectors*, "Journal of Economic Dynamics and Control", 12, pp. 231-54.
- S. JOHANSEN, (1994), *The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables*, "Econometric Reviews", 13, pp. 205-229.
- S. JOHANSEN, (1995), *Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration*, "Journal of Econometrics", 69, pp. 111-132.
- G. KOOP, (1992), *Aggregate shocks and macroeconomics. A Bayesian approach*, "Journal of Applied Econometrics", 7, pp. 395-411.
- G. KOOP, M.H. PESARAN, S.M. POTTER, (1996), *Impulse response analysis in nonlinear multivariate models*, "Journal of Econometrics", 74, pp. 119-147.
- K.C. LEE, M.H. PESARAN, (1993), *Persistence profiles and business cycle fluctuations in a disaggregated model of UK output growth*, "Ricerche Economiche", 47, pp. 293-322.
- K.C. LEE, M.H. PESARAN, R.G. PIERSE, (1992), *Persistence of shocks and their sources in a multisectoral model of output growth*, "Economic Journal", 102, pp. 342-356.
- K.C. LEE, K. SHIELDS, (2000), *Expectations Formation and Business Cycle Fluctuations: An Empirical Analysis of Actual and Expected Output in UK Manufacturing, 1975-1996*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", 62, pp. 463-490.
- W.A. LEWIS, (1954), *Economic development with limited supplies of labour*, "Manchester School of Social Science", 22, pp. 139-191.

- J.B. LONG, C.I. PLOSSER, (1983), *Real business cycles*, "Journal of Political Economy", 91, pp. 39-69.
- B. LUCKE, (1998), *Productivity shocks in a sectoral real business cycle model for West Germany*, "European Economic Review", 42, pp. 311-327.
- J.G. MACKINNON, A.A. HAUG, L. MICHELIS, (1999), *Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration*, "Journal of Applied Econometrics", 14, pp. 563-577.
- M. OSTERWALD-LENUM, (1992), *A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", 54, pp. 461-72.
- J. OTERO, J. SMITH, (2000), *Testing for cointegration: power versus frequency of observation – further Monte Carlo results*, "Economics Letters", 67, pp. 5-9.
- M.H. PESARAN, R.G. PIERSE, K.C. LEE, (1993), *Persistence, cointegration and aggregation: a disaggregated analysis of output fluctuations in the U.S. economy*, "Journal of Econometrics", 56, pp. 57-88.
- M.H. PESARAN, Y. SHIN, (1996), *Cointegration and speed of convergence to equilibrium*, "Journal of Econometrics", 71, pp. 117-143.
- M.H. PESARAN, Y. SHIN, (1998), *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models*, "Economic Letters", 58, pp. 17-29.
- B. PISTORESÌ, (1997), *Radici unitarie e persistenza: l'analisi univariata delle fluttuazioni economiche*, "Rivista di Politica Economica", LXXXVII, pp. 111-152.
- C.I. PLOSSER, (1989), *Understanding real business cycles*, "Journal of Economic Perspectives", 3, pp. 51-77.
- G. RÜNSTLER, (1994), *The long-run impact of foreign shocks to the Austrian economy: an analysis at a sectoral level*, "Applied Economics", 26, pp. 803-813.
- J.N. VARIYAM, (1996), *Cointegration, common features, and persistence in U.S. farm output*, "Empirical Economics", 21, pp. 459-473.

RIASSUNTO

Effetti di persistenza in un modello disaggregato del prodotto in Italia

Questo lavoro si propone di misurare la persistenza di shock sul livello del prodotto sia aggregato sia settoriale. L'analisi è condotta attraverso un semplice modello di crescita multisettoriale rappresentato da un sistema VAR su dati annuali del valore aggiunto per l'Italia dal 1952 al 1997, suddivisi in otto macrosettori. Il VAR è ristretto per tenere conto delle relazioni di cointegrazione e *common feature* esistenti tra i settori. Accanto alle misure di persistenza sono presentati i profili temporali delle risposte dei settori alle innovazioni, i profili di persistenza, dai quali trarre informazioni sulla velocità con la quale il sistema torna all'equilibrio di lungo periodo ante shock.

SUMMARY

Persistence effects in a disaggregated model of output fluctuations in the Italian economy

This paper builds on recent works dealing with the measurement of the long-run response of output to system-wide shocks at a multisectoral level. The analysis is carried out at aggregate and sectoral level using a vector autoregression framework on Italian value added annual data from 1952 to 1997, disaggregated by eight sectors. The persistence is measured under models that impose simultaneously short-run common feature and long-run cointegration restrictions. Further, the paper examines the time profile of the persistent effect of shocks on the economy, the "persistence profiles", providing information on the speed of convergence to the new equilibrium.