

Un'ipotesi di real business cycle per l'economia italiana: l'analisi delle fluttuazioni dei tassi di crescita

di

Roberto Censolo
Dottorando di Ricerca

Università di Bologna

Gennaio 1994

JEL classification: E32

Sommario: Con riferimento all'economia italiana, le statistiche descrittive delle fluttuazioni dei tassi di crescita delle principali variabili macroeconomiche, sono confrontate con le predizioni di breve e di lungo periodo di un modello standard di ciclo reale. Le conclusioni sono simili a quelle già rilevate in Censolo-Onofri(93): il modello di ciclo reale risulta un valido strumento descrittivo dei fatti stilizzati del mercato dei beni, ma fallisce al confronto con i fatti del mercato del lavoro.

Con riferimento al mercato dei beni, si è riscontrata, una sistematica asimmetria tra le serie effettive e le serie simulate; ciò suggerisce che, all'interno del periodo campione considerato, il miglioramento tecnologico non sia stata la sola fonte di crescita del sistema.

Con riferimento al mercato del lavoro, l'insoddisfacente performance del modello suggerisce che shock da domanda potrebbero essere stati la fonte principale delle fluttuazioni osservate. Tuttavia, i risultati leggermente più soddisfacenti, quando il modello è confrontato con le più basse frequenze del ciclo, sembrano indicare che shock da domanda potrebbero essersi propagati parzialmente utilizzando il canale della tecnologia.

1 *Introduzione*

Una delle critiche ricorrenti, rivolte ai modelli di ciclo reale, si colloca nel contesto del dibattito sulla natura e la consistenza del residuo di Solow e, in particolare, riguarda l'assunto che la tecnologia sia il solo bersaglio degli impulsi esogeni che innescano nell'economia la dinamica delle fluttuazioni cicliche osservate.

L'ipotesi di shock sulla tecnologia aggregata, neutrali alla Harrod, e di natura tale da determinare gran parte delle doti di persistenza e variabilità del ciclo economico osservato a frequenze trimestrali (l'usuale scansione temporale dei dati con i quali tali modelli si confrontano), risulta infatti difficile da riscontrare nell'esperienza dei vari paesi, giustificando quindi almeno in parte lo scetticismo che da più parti è stato rivolto a questo tipo di analisi delle fluttuazioni cicliche¹.

Tale questione può essere in realtà scomposta in due considerazioni critiche distinte. La prima riguarda l'origine tecnologica degli shock esogeni. La dinamica osservata sul mercato del lavoro non rifiuta, infatti, l'ipotesi che anche shock da domanda abbiano un ruolo importante nella determinazione delle fluttuazioni di occupazione e salario². D'altro canto, contributi empirici, come ad esempio Shapiro(87), hanno messo in luce che shock da domanda hanno avuto un peso determinante nelle fluttuazioni della produttività complessiva dei fattori (residuo di Solow) e analisi di scomposizione della varianza del prodotto (per la realtà italiana ad esempio Onofri(91) e Onofri-Paruolo-Salituro(92)) hanno rilevato che impulsi da domanda hanno contribuito sensibilmente alla variabilità complessiva della produzione aggregata.

La seconda riguarda il fatto che l'ipotesi di stazionarietà rispetto ad un trend deterministico seleziona nei dati osservati fluttuazioni con autocorrelazioni elevate al primo ritardo, che degradano lentamente verso i ritardi più lontani. In modelli di ciclo reale ad un solo settore con informazione completa la persistenza delle fluttuazioni è ereditata dall'ipotesi sul processo stocastico generatore degli impulsi sulla tecnologia³, ed è quindi una proprietà che non è generata endogenamente dai meccanismi del modello; in tal modo, questo tipo di teorie rinunciano a spiegare uno degli aspetti più importanti che caratterizza il ciclo economico osservato. Formulazioni alternative della struttura informativa del modello, ereditate dalle teorie del ciclo in equilibrio a schema nominale (Lucas(72,73,75)), come ad esempio in Kydland-Prescott(82), consentono la generazione di una certa persistenza endogena attraverso la struttura temporalmente non separabile delle preferenze e l'incapacità da parte degli individui di discriminare correttamente tra impulsi transitori e permanenti sulla tecnologia. Oppure, in modelli multisettoriali ad informazione completa, del tipo proposto originariamente da Long-Plosser(83), le preferenze strettamente convesse

¹ Per un contributo e una breve rassegna su tali tematiche si veda ad esempio McCallum(89).

² La debolezza della capacità descrittiva dei modelli di ciclo reale in relazione ai fatti del mercato del lavoro è analizzata, ad esempio, in Christiano-Eichenbaum(92) o Hansen(92) per quanto riguarda la realtà americana; mentre, per una discussione riferita alla realtà italiana si veda Censolo-Onofri(93).

³ Per un confronto sui risultati in termini di persistenza di un modello standard di ciclo reale adottando le due ipotesi di disturbi perfettamente incorrelati e di disturbi persistenti si veda King-Plosser-Rebelo(88a).

consentono di distribuire temporalmente e tra settori variazioni non anticipate della produzione dovute a shock serialmente incorrelati, generando in tal modo persistenza endogena.

Un'ipotesi alternativa di stazionarietà del processo stocastico che governa gli impulsi esogeni sulla tecnologia potrebbe, in linea di principio, evitare la questione della propagazione degli shock transitori e del modo in cui questi generano una persistenza nelle variabili, come quella osservata nei dati. In particolare, se le variabili macroeconomiche non rifiutano l'ipotesi di contenere una radice unitaria, allora un'ipotesi di stazionarietà indotta attraverso le differenze prime delle variabili potrà essere introdotta nel modello di ciclo reale, aggirando completamente la questione della generazione endogena della persistenza, osservata quando il ciclo è rilevato a più basse frequenze.

In questo lavoro proseguiremo quindi la ricerca aperta in Censolo-Onofri(93) (CO(93) d'ora in poi), adottando una versione del modello di ciclo reale, dovuto originariamente a King-Plosser-Rebelo(88b) (KPR(88b) d'ora in poi), in cui l'analisi si concentra sulle fluttuazioni dei tassi di crescita delle variabili.

In Censolo-Onofri(93) è stato verificato sui dati dell'economia italiana il modello di ciclo reale originariamente proposto da King-Plosser-Rebelo(88a), adottando l'ipotesi che le serie macroeconomiche osservate fossero stazionarie rispetto ad un trend deterministico. In tale contesto, gran parte della persistenza osservata dipende dalla persistenza degli impulsi che in ogni periodo colpiscono la produttività complessiva dei fattori, e in questo senso, i risultati di tale ricerca non si sottraggono al tipo di critiche sopra menzionate.

Seguendo l'estensione del modello con una ipotesi di crescita stocastica, anziché deterministica, illustrata in KPR(88b), vorremmo proseguire l'analisi aperta in CO(93) del ciclo economico osservato nell'economia italiana, verificando la capacità descrittiva e interpretativa del modello di ciclo reale, quando confrontato con le fluttuazioni dei tassi di crescita delle variabili. In tal modo, si potrà verificare l'ipotesi della natura tecnologica degli impulsi in un contesto in cui la persistenza delle fluttuazioni (le differenze prime delle variabili) è nulla o quasi-nulla, osservando in che modo si qualificano nel nuovo contesto i due tipi di considerazioni critiche, sopra citati.

Il paragrafo 2.1 riepiloga le ipotesi del modello di base di KPR(88a), nel paragrafo 2.2 si illustra in che modo si modifica la struttura del modello per accogliere la nuova ipotesi di stazionarietà, i paragrafi 3 e 4 illustrano le caratteristiche delle fluttuazioni dell'economia-modello, attraverso le sue predizioni asintotiche e di breve periodo, ottenute, queste ultime, alimentando il modello con i valori stimati delle innovazioni permanenti del progresso tecnico. Nel paragrafo 5 sono presentate le fluttuazioni osservate nei tassi di crescita delle variabili per quanto riguarda l'economia italiana. Nei paragrafi 6 e 7 si analizza il confronto tra economia-modello ed economia osservata per quanto riguarda, rispettivamente, il mercato dei beni e il mercato del lavoro. Il paragrafo 8, offre alcune osservazioni conclusive.

2.1 *La struttura del modello di base: King-Plosser-Rebelo (1988a)*

L'economia da descrivere è costituita da una famiglia rappresentativa, che vive all'infinito, con preferenze rappresentate da:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t); \beta < 1$$

ove C_t è il consumo al tempo t , L_t il tempo libero al tempo t e $u(\cdot)$ la funzione di utilità istantanea, supposta strettamente concava.

Le possibilità produttive sono rappresentate da una funzione di produzione a rendimenti costanti di scala:

$$Y_t = A_t K_t^{1-\alpha} (N_t X_t)^\alpha; 0 < \alpha < 1$$

ove K_t è lo stock di capitale e N_t è l'input di lavoro. A_t rappresenta variazioni esogene temporanee della produttività dei fattori, mentre X_t è il processo che caratterizza la crescita del sistema, attraverso variazioni tecnologiche che modificano in modo permanente la produttività del lavoro.

Infine, il capitale al tempo $(t+1)$ è determinato dal capitale al tempo t al netto del deprezzamento fisico subito, più l'ammontare di investimenti (I_t) effettuati al tempo t :

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t$$

e i vincoli di risorse che entrano nelle decisioni individuali sono:

$$L_t + N_t \leq 1; C_t + I_t \leq Y_t$$

2.2 L'estensione del modello di base: King-Plosser-Rebelo (1988b)

La struttura stocastica dell'economia modello è determinata interamente dai processi che governano la produttività dei fattori (A_t) e il tasso di crescita del sistema (X_t).

Il celebre articolo di Nelson-Plosser(1982) ha messo in luce la validità di un'ipotesi di stazionarietà per le principali variabili macroeconomiche alternativa a quella di stazionarietà rispetto ad un trend deterministico. In particolare, se le serie macroeconomiche contengono una radice unitaria, ovvero, nella terminologia di Nelson-Plosser, sono *difference stationary*, allora l'ipotesi di crescita modellata come un trend deterministico deve essere sostituita da una di crescita stocastica.

La modificazione del modello di base (KPR(88a)), presentato in CO(93), consiste pertanto in una rispecificazione dei processi A_t e X_t all'interno della funzione di produzione. KPR(88b) assumono che la produttività complessiva dei fattori sia costante in ogni periodo ($A_t=A$ per ogni t), mentre il processo che governa la crescita dell'economia viene modellato come un random walk con drift nei logaritmi:

(1)

ove γ_x rappresenta il drift del processo e gli e_t sono degli impulsi serialmente incorrelati a media nulla e varianza finita. Ciascuna variabile (tranne le ore di lavoro N_t) sarà pertanto

caratterizzata dalla presenza di un trend stocastico comune più una componente stazionaria:

$$\log(X_t) = \log(X_t) + \log(i) + i_t \quad (2)$$

$$\log(I_t) = \log(X_t) + \log(i) + i_t$$

$$\log(W_t) = \log(X_t) + \log(w) + w_t$$

Le maiuscole rappresentano i livelli delle variabili, le minuscole sono le variabili espresse come deviazione percentuale dal rispettivo valore di stato stazionario e le minuscole senza indice temporale sono i rispettivi valori di steady state⁴. W_t rappresenta il salario reale. Data l'introduzione di un trend stocastico la sola modificazione del modello di base, la procedura risolutiva rimane sostanzialmente la stessa di quella delineata in KPR(88a) e illustrata in CO(93): ciascuna variabile, tranne lo sforzo di lavoro che è soggetto a vincolo di risorse, è divisa per la componente di crescita comune, e quindi la soluzione al problema di scelta della famiglia rappresentativa è ottenuta approssimando le condizioni di primo ordine nell'intorno di stato stazionario, ricavando un insieme di equazioni alle differenze che risolte consentono di scrivere la legge di moto per la variabile capitale

A questo punto, ciascuna variabile di controllo sarà una funzione lineare del capitale:

$$k_t = \mu_1 k_{t-1} + e_t ; e_t \sim WN(0, \sigma_e^2) \quad (3)$$

$$c_t = \pi_{ck} k_t ; y_t = \pi_{yk} k_t ; i_t = \pi_{ik} k_t ; N_t = \pi_{Nk} ; w_t = \pi_{wk_t} \quad (4)$$

L'interpretazione delle variabili rimane sostanzialmente la stessa, tranne per il fatto che esse rappresentano ora deviazioni percentuali da un trend stocastico comune, invece che da un trend deterministico comune; i coefficienti π_{jk} sono delle complesse funzioni dei parametri strutturali del modello e hanno l'interpretazione di elasticità della variabile j rispetto a deviazioni del capitale dal suo valore di stato stazionario⁵. L'ipotesi di un trend stocastico comune, rappresentato da un random walk con drift, significa che la sola rimozione delle componenti deterministiche (il drift del processo X_t e il valore di stato stazionario di ciascuna variabile) non è in grado di indurre stazionarietà in varianza sulle variabili di interesse. La soluzione a questo problema consiste nel considerare non i livelli delle variabili, bensì le loro differenze prime. Considerando il sistema (2) alle differenze prime, attraverso la (3) e le (4) si ottiene:

⁴ La simbologia delle variabili è la stessa di quella adottata in CO(93).

⁵ Per la derivazione formale di tali coefficienti-elasticità si rimanda a CO(93).

(5)

$$\Delta \log(W_t) = \log(\gamma_x) + (1 - \pi_{wk}) e_t + \pi_{wk} (\mu_1 - 1) k_{t-1}$$

mentre per le ore di lavoro, che sono stazionarie, essendo soggette a vincolo di risorse, avremo:

$$\Delta N_t = -\pi_{Nk} e_t + \pi_{Nk} (\mu_1 - 1) k_{t-1}$$

(6)

Rispetto alla struttura (3-6), che rappresenta la formalizzazione delle predizioni della teoria di ciclo reale quando le fluttuazioni cicliche sono osservate alle alte frequenze (fluttuazioni dei tassi di crescita) deriveremo quindi le proprietà statistiche descrittive del ciclo implicate dal modello.

3 *Le proprietà di lungo periodo dell'economia modello*

I coefficienti-elasticità π_{ji} sono delle complesse funzioni dei parametri profondi, o strutturali, del modello: β , γ_x , α , δ e N , il valore medio dello sforzo di lavoro. Come tali essi dovrebbero essere invarianti non solo rispetto agli eventi esogeni contingenti, ma anche rispetto al "punto di vista" econometrico dal quale essi vengono stimati. In altre parole, la rispecificazione del processo di crescita all'interno della funzione di produzione non dovrebbe modificare il valore stimato del tasso di crescita dell'economia (γ_x) e della quota del reddito da lavoro sul reddito complessivo (α). Infatti, data la funzione di produzione:

$$Y_t = AK_t^{1-\alpha} (N_t X_t)^\alpha$$

(7)

Dividendo ambo i lati per N_t e prendendo i logaritmi si ottiene:

$$\log(y_t) = \log(A) + (1 - \alpha) \log(k_t) + \alpha \log(X_t)$$

(7.1)

Prendendo le differenze prime della (7.1), e ricordando che X_t è un random walk con drift nei logaritmi, si perviene alla seguente equazione stimabile:

$$\Delta \log(y_t) = a_0 + a_1 \Delta \log(k_t) + u_t; \quad a_0 = \alpha \log(\gamma_x); \quad a_1 = 1 - \alpha; \quad u_t = \alpha e_t \quad (8)$$

Ora, la stima della (2.8) rivela che, non solo i parametri stimati α e γ_x sono sensibilmente diversi da quelli stimati nell'ipotesi di serie storiche *trend stationary* in CO(93), ma anche che i residui u_t manifestano una significativa correlazione seriale del primo ordine. Adottando una procedura di stima iterativa di massima verosimiglianza nell'ipotesi che gli errori siano un processo MA del primo ordine si sono ottenuti i seguenti risultati (*t-value* fra parentesi):

$$\begin{aligned} \alpha &= 0.38 \quad (3.58) \\ \gamma_x &= 1.006 \quad (1.12) \\ u_t &= e_t + 0.166 \quad (2.07)e_{t-1} \end{aligned}$$

La discrepanza tra i risultati ottenuti dalla stima della funzione di produzione nel modello con crescita deterministica⁶ e in quello con crescita stocastica suggerisce due possibili interpretazioni.

La prima interpretazione è legata alla perdita di informazioni contenute nei dati quando se ne considerano le differenze prime invece che i livelli. Un segnale statistico che indica questa possibilità sono i più elevati errori standard dei parametri stimati, α e γ_x , rispetto alle stime ottenute in CO(93) considerando i livelli delle variabili. E' già stato ribadito che l'uso delle differenze prime mette in evidenza le componenti transitorie e più volatili di una variabile, e quindi tipicamente i suoi errori di misurazione. Appare ragionevole, seguendo questa interpretazione, utilizzare l'ipotesi del modello di invarianza dei parametri profondi e di assenza di persistenza negli impulsi esogeni, mantenendo nel calcolo delle statistiche descrittive di lungo periodo del ciclo i valori di α e γ_x stimati più efficientemente, facendo riferimento quindi ai valori stimati in CO(93). I risultati in questo caso sono presentati nelle tabelle (1) e (2), ove *St.Dev.* è la deviazione standard e *Rel.SD* è la deviazione standard rapportata a quella del prodotto:

⁶ Nel contesto *Trend-Stationary* di CO(93) la stima della funzione di produzione aveva fornito i seguenti risultati (errore standard fra parentesi):

$$\begin{aligned} \alpha &= 0.45 \quad (0.061) \\ \gamma_x &= 1.005 \quad (0.00064) \end{aligned}$$

Var.	St.Dev.	Rel.SD	Autocorrelazioni		
			1	2	3
$\Delta \ln(Y_t)$	1.132	1	0.035	0.033	0.032
$\Delta \ln(C_t)$	0.678	0.598	0.180	0.173	0.168
$\Delta \ln(I_t)$	2.253	1.990	0.001	0.001	0.001
ΔN_t	0.553	0.488	-0.016	-0.015	-0.015
$\Delta \ln(W_t)$	0.800	0.706	0.125	0.121	0.117

Tabella [1] Caratteristiche asintotiche del modello con invarianza dei parametri profondi

Var	Correlazioni incrociate con y_{t+j}								
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
$\Delta \ln Y_t$	0.031	0.032	0.033	0.035	1	0.035	0.033	0.032	0.031
$\Delta \ln C_t$	0.102	0.106	0.109	0.113	0.973	0.055	0.053	0.052	0.050
$\Delta \ln I_t$	0.001	0.001	0.002	0.002	0.995	0.026	0.025	0.024	0.023
ΔN_t	0.017	0.018	0.019	0.020	0.974	0.013	0.012	0.012	0.001
$\Delta \ln W_t$	0.080	0.083	0.086	0.090	0.987	0.050	0.047	0.046	0.044

Tabella [2] Caratteristiche asintotiche del modello con invarianza dei parametri profondi

La seconda interpretazione pone invece l'accento su aspetti più problematici. In particolare, se la struttura di una economia, stilizzata da un modello di ottimizzazione dinamica attraverso un insieme di parametri profondi, dipende dal "punto di vista" dal quale la si osserva (*trend stationary* o *difference stationary*), significa che le regole ottimali per le variabili di controllo (*policy functions*), derivate dalla soluzione di un problema di programmazione dinamica, non sono indipendenti dalla legge di moto che governa il processo stocastico che colpisce in ogni periodo i meccanismi decisionali dell'individuo rappresentativo. In sostanza, verifichiamo in questo caso un esempio particolare della *Lucas's Critique*; nel senso che qui l'accento è sul fatto che i parametri delle leggi di moto delle variabili di stato endogene (il parametro μ_1) non sono indipendenti dalla specificazione del processo stocastico che immette l'incertezza nel modello attraverso la funzione di produzione, e, di conseguenza, gli stessi parametri delle regole di decisione per le variabili di controllo (i parametri π_{jk}) risultano determinati dal tipo di stazionarietà adottata. Volendo utilizzare le predizioni del modello di KPR(88b) per valutare e interpretare le fluttuazioni osservate nei tassi di crescita delle variabili di interesse nell'economia italiana, è allora necessario modificare il modello presentato nel paragrafo precedente, affinché sia "strutturalmente" coerente con la realtà osservata

italiana. Ciò comporta rispecificare il processo X_t , ricalcolare i coefficienti-elasticità π_{jk} sulla base delle nuove stime di α e γ_x e derivare la nuova legge di moto del capitale e le regole ottimali per il logaritmo delle differenze prime delle variabili di controllo.

Le informazioni che provengono dalla stima della funzione di produzione (equazione 2.7) indicano che la struttura delle innovazioni in X_t è un processo MA del primo ordine. Abbiamo quindi:

$$MA(1) = e_t + \theta e_{t-1}; \theta = 0.166 \quad (9)$$

$$k_t = \mu_1 k_{t-1} - e_t - \theta e_{t-1} \quad (10)$$

Data la nuova specificazione per X_t , la linearità della soluzione ci consente di scrivere la legge di moto del capitale come segue:

mentre, per le differenze prime del logaritmo delle variabili di controllo è immediato ottenere:

Dalle condizioni di primo ordine linearizzate si sono quindi calcolati i nuovi coefficienti π_{jk} , in base

(11)

$$\Delta N_t = -\pi_{Nk} e_t - \theta \pi_{Nk} e_{t-1} + \pi_{Nk} (\mu_1 - 1) k_{t-1}$$

ai nuovi valori stimati di α e γ_x ⁷:

$$\pi_{yk} = 0.532$$

$$\pi_{ck} = 0.782$$

$$\pi_{ik} = 0.254$$

$$\pi_{Nk} = -0.202$$

$$\pi_{wk} = 0.734$$

$$\mu_1 = 0.974$$

I coefficienti-elasticità π_{jk} sintetizzano la dinamica di transizione che si dispiega a seguito di una variazione permanente della produttività del lavoro. Ad esempio, l'aumento dell'1% del progresso tecnico che migliora l'efficienza dello sforzo di lavoro, condurrà, nel lungo periodo, ad un pari aumento del prodotto, del consumo, e degli investimenti. Dal punto di vista dell'economia "trasformata" (nella quale le variabili sono state divise per la componente comune di crescita) la dinamica di transizione che conduce verso il nuovo equilibrio di lungo periodo è innescata da uno stock di capitale inferiore al suo livello di stato stazionario (perché $k_t = \log(K_t/kX_t)$); i consumi diminuiscono quindi fortemente ($\pi_{ck} = 0.782$) mentre lo sforzo di lavoro aumenta ($\pi_{Nk} = -0.202$).

⁷ In base alla stima della funzione di produzione nell'ipotesi di variabili *trend stationary*, in CO(93) avevamo ottenuto:

$\pi_{yk} = 0.547$; $\pi_{ck} = 0.788$; $\pi_{ik} = 0.293$; $\pi_{Nk} = -0.195$; $\pi_{wk} = 0.741$; $\mu_1 = 0.967$

Ora, dal momento che anche gli investimenti diminuiscono ($\pi_{ik}=0.254$), si avrà, rispetto alla dinamica descritta dai vecchi coefficienti, un rallentamento della dinamica del capitale ($\mu_1=0.974$) e una più sensibile diminuzione del prodotto ($\pi_{yk}=0.532$) e tutta la dinamica di transizione verso lo stato stazionario sarà sostanzialmente guidata dalla variazione dello sforzo di lavoro e dalla maggiore propensione al risparmio⁸, che consentirà in ogni periodo di destinare parte delle risorse agli investimenti e quindi all'accumulazione di capitale. La lettura di un sistema economico attraverso i meccanismi del modello di ciclo reale mette in evidenza un aspetto dell'economia italiana che, attraverso il comportamento degli investimenti, appare come peculiare, rispetto, ad esempio, all'economia americana. Con riferimento a quest'ultima, KPR(88a) stimano un $\pi_{ik}=-0.629$, e quindi una diminuzione dello stock di capitale nell'economia trasformata comporta un aumento immediato degli investimenti, e tutta la dinamica dell'aggiustamento verso lo stato stazionario risulta di conseguenza più rapida. Nel caso dell'economia italiana, invece, il messaggio normativo è che se l'economia non è sostenuta da un'alta propensione al risparmio, essa può stagnare anche a lungo in situazioni fuori dall'equilibrio di lungo periodo.

Una ulteriore conseguenza del particolare comportamento degli investimenti è che nell'economia non trasformata questi ultimi verificheranno un maggiore grado di persistenza nelle fluttuazioni del logaritmo delle loro differenze prime. Infatti, la forma funzionale della funzione di autocorrelazione al primo ritardo, quando si esclude la correlazione seriale nelle innovazioni del processo X_t (ove π rappresenta il generico π_{jk} , $j=y,c,i$) è la seguente:

$$\text{corr}(J, J_1) = \frac{1}{(1 - \pi)^2 \text{var}(e_t) + \pi^2 (\mu_1 - 1)^2 \text{var}(k_t)}$$

che è strettamente crescente e convessa in π nell'intervallo $\pi \in [-1, \mu_1]$. Il confronto tra le autocorrelazioni al primo ritardo di prodotto consumo ed investimento, calcolate in base ai vecchi e ai nuovi parametri può aiutare a comprendere l'ordine di grandezza della maggiore persistenza generata dal nuovo insieme di parametri:

	Vecchi parametri	Nuovi parametri
Autocorr.	$\pi_{yk}=0.43; \pi_{ck}=0.72; \pi_{ik}=0.04; \mu_1=0.96$	$\pi_{yk}=0.53; \pi_{ck}=0.78; \pi_{ik}=0.29; \mu_1=0.97$
y	0.035	0.050

⁸La propensione al risparmio s_i è funzione dei parametri profondi del modello:

Install Equation Editor and double-click here to view equation.

Errore. Solo documento principale.

che è una funzione strettamente crescente del tasso di crescita dell'economia γ_x e strettamente decrescente della quota del reddito da lavoro α , ove β è il tasso di sconto delle preferenze individuali e δ il tasso di deprezzamento fisico del capitale.

c	0.179	0.231
i	0.0016	0.013

Anche se l'autocorrelazione degli investimenti rimane bassa in termini assoluti, in termini relativi essa è aumentata del 712%, mentre del 42% è aumentata quella del prodotto e del 20% quella del consumo.

A questo punto, dati i valori numerici dei π_{jk} , calcolati in base alle nuove stime di α e γ_x , si sono calcolate le statistiche descrittive delle fluttuazioni dei tassi di crescita nel modello con innovazioni MA(1) nel processo X_t . I risultati sono presentati nelle tabelle (3) e (4):

Var.	St.Dev.	Rel.SD	Autocorrelazioni		
			1	2	3
$\Delta \ln(y_t)$	1.312	1	0.207	0.053	0.051
$\Delta \ln(c_t)$	0.665	0.507	0.361	0.233	0.227
$\Delta \ln(i_t)$	2.080	1.585	0.173	0.013	0.012
ΔN_t	0.565	0.430	0.143	-0.021	-0.021
$\Delta \ln(w_t)$	0.786	0.600	0.303	0.166	0.161

Tabella [3] Caratteristiche asintotiche del modello, nuovi parametri e innovazioni MA(1)

Var	Correlazioni incrociate con y_{t+j}								
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
$\Delta \ln y_t$	0.049	0.051	0.053	0.207	1	0.207	0.053	0.051	0.049

$\Delta \ln c_t$	0.145	0.150	0.154	0.290	0.968	0.223	0.080	0.077	0.075
$\Delta \ln i_t$	0.015	0.015	0.016	0.174	0.996	0.198	0.042	0.041	0.040
ΔN_t	-0.044	-0.045	-0.047	0.115	0.971	0.179	0.024	0.023	0.022
$\Delta \ln w_t$	0.115	0.118	0.122	0.265	0.985	0.200	0.071	0.070	0.067

Tabella [4] Caratteristiche asintotiche del modello: nuovi parametri e innovazioni MA(1)

4 Le proprietà di breve periodo dell'economia modello

In questo esperimento abbiamo alimentato l'equazione di moto del capitale (equazione 3) con le innovazioni del processo X_t , (figura 1) ottenute attraverso la stima della funzione di produzione (equazione 8). I valori iniziali, k_0 e e_0 , sono rispettivamente quelli osservati nel secondo trimestre del 1959 nella serie del logaritmo delle differenze prime del capitale e nella serie delle innovazioni stimate. Si sono quindi calcolati 122 valori

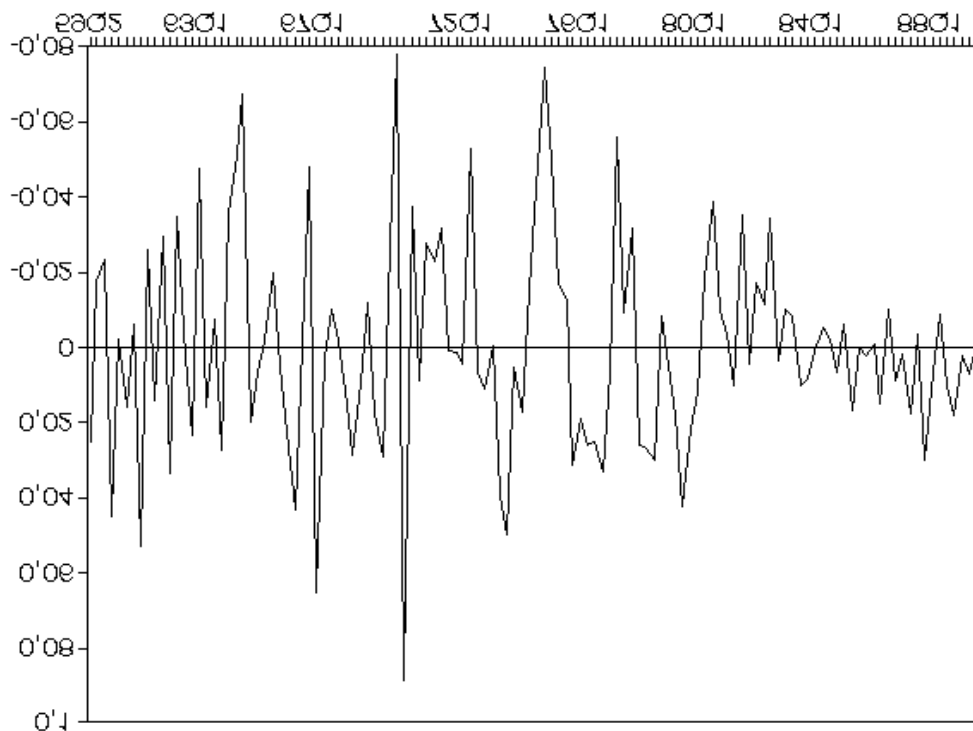


Figura 1 Innovazioni del processo X_t

simulati per k_t , che sono stati immessi nel sistema (5-6), ottenendo altrettante serie artificiali per $\Delta \log(Y_t)$, $\Delta \log(C_t)$, $\Delta \log(I_t)$, $\Delta \log(W_t)$ e ΔN_t . Di queste serie si sono calcolate le statistiche descrittive, presentate nelle tabelle 4 e 5:

Var.	St.Dev.	Rel.SD	Autocorrelazioni		
			1	2	3
$\Delta \ln(y_t)$	1.290	1	0.198	0.108	-0.060
$\Delta \ln(c_t)$	0.604	0.468	0.253	0.209	0.029
$\Delta \ln(i_t)$	2.080	1.550	0.196	0.091	-0.073
ΔN_t	0.580	0.449	0.212	0.080	-0.078
$\Delta \ln(w_t)$	0.731	0.566	0.225	0.168	-0.008

Tabella [5] *Modello alimentato con le innovazioni osservate*

Var	Correlazioni incrociate con y_{t+j}								
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
$\Delta \ln y_t$	0.030	-0.060	0.108	0.198	1	0.198	0.108	-0.060	0.030
$\Delta \ln c_t$	0.246	0.220	0.053	0.247	0.972	0.151	0.056	-0.115	-0.025
$\Delta \ln i_t$	-0.004	-0.096	0.071	0.178	0.997	0.209	0.124	-0.041	0.047
ΔN_t	-0.060	-0.152	0.009	0.145	0.980	0.226	0.147	-0.011	0.075
$\Delta \ln w_t$	0.100	0.015	0.184	0.232	0.987	0.167	0.074	-0.097	-0.006

Tabella [6] *Modello alimentato con le innovazioni osservate*

Il confronto con le statistiche asintotiche rivela che le deviazioni standard, le autocorrelazioni fino al secondo ritardo e le correlazioni incrociate delle variabili con il prodotto al ritardo zero sono sostanzialmente le stesse nel breve e nel lungo periodo. La differenza più rilevante riguarda la struttura dei comovimenti tra le variabili rispetto agli anticipi e ai ritardi del prodotto. In particolare, la struttura MA(1) delle innovazioni determina una significativa correlazione positiva delle variabili con il prodotto ai ritardi ± 1 e quasi nulla ai ritardi $\pm 2,3,4$. Nel breve periodo, invece, questa struttura dei comovimenti può essere meno riconoscibile; in particolare le serie artificiali mostrano una correlazione positiva con il prodotto anche al secondo ritardo positivo.

5 *Le fluttuazioni osservate nell'economia italiana*

Coerentemente all'ipotesi di stazionarietà adottata nel modello, abbiamo ottenuto il corrispettivo

empirico al sistema (11) considerando le differenze prime del logaritmo del prodotto, del consumo e degli investimenti procapite e del salario orario rilevate trimestralmente sull'economia italiana durante il periodo 1959-1989 (per una descrizione dei dati si veda Golinelli-Montestarelli(90)). Per quanto riguarda l'occupazione, abbiamo preferito seguire le indicazioni della teoria di ciclo reale, nella quale le ore-lavoro non sono caratterizzate da alcun processo di crescita, e quindi si sono considerate semplicemente le differenze prime dei livelli delle ore-lavoro procapite. Le statistiche descrittive del ciclo rilevato nelle sue alte frequenze nell'economia italiana sono presentate nelle tabelle 7 e 8:

Var.	St.Dev.	Rel.SD	Autocorrelazioni		
			1	2	3
$\Delta \ln(y_t)$	1.153	1	0.239	0.135	-0.001
$\Delta \ln(c_t)$	0.871	0.755	0.355	0.380	0.204
$\Delta \ln(i_t)$	2.556	2.216	0.183	0.137	0.098
ΔN_t	1.230	1.060	0.642	0.368	0.232
$\Delta \ln(w_t)$	0.928	0.804	0.736	0.587	0.573

Tabella [7] Dati: Differenze prime del logaritmo delle variabili procapite (ΔN_t , differenze prime della variabile procapite)

Var	Correlazioni incrociate con y_{t+j}								
	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
$\Delta \ln y_t$	0.002	-0.001	0.135	0.239	1	0.239	0.135	-0.001	0.002
$\Delta \ln c_t$	0.212	0.210	0.290	0.235	0.597	0.298	0.392	0.066	0.091
$\Delta \ln i_t$	0.220	0.125	0.112	0.261	0.710	0.190	0.122	-0.013	0.149
ΔN_t	0.167	0.323	0.253	0.282	0.328	0.039	-0.110	-0.169	-0.126
$\Delta \ln w_t$	0.130	0.071	0.148	0.069	0.135	0.168	0.193	0.121	0.051

Tabella [8] Dati: Differenze prime del logaritmo delle variabili procapite (ΔN_t , differenze prime della variabile procapite)

Per quanto riguarda il mercato dei beni, gli investimenti sono la variabile più volatile, seguita da prodotto e consumi. Ciò conferma che, l'eccesso di variabilità dei consumi rilevata attraverso una ipotesi di serie *trend stationary* in CO(93), dipende dalle frequenze molto basse della serie. Prodotto ed investimenti presentano una autocorrelazione significativa ai primi due ritardi, mentre è quasi nulla al terzo ritardo. I consumi, invece manifestano una persistenza positiva e significativa fino al terzo ritardo. I tassi di crescita di consumo ed investimenti sono inoltre positivamente e significativamente correlati con il tasso di crescita del prodotto al ritardo zero, e

tale correlazione degrada più lentamente verso i ritardi negativi e più velocemente verso quelli positivi.

La lettura statistica del mercato del lavoro risulta parziale, dal momento che abbiamo considerato i tassi di crescita del salario reale e le differenze nei livelli delle ore-lavoro. Le statistiche rivelano comunque una fortissima autocorrelazione positiva nelle due serie fino al terzo ritardo. Ciò già manifesta l'inadeguatezza dell'ipotesi di stazionarietà adottata per analizzare le alte frequenze delle fluttuazioni nel mercato del lavoro nel presente contesto teorico. Anche nel caso dell'occupazione, le correlazioni incrociate con i tassi di crescita del prodotto degradano più lentamente verso i ritardi negativi, mentre i tassi di crescita del salario reale sono poco correlati con i valori passati del tasso di crescita del prodotto e sono invece significativamente correlati con quelli positivi.

In sintesi, i fatti statistici che saranno confrontati con le predizioni del modello sono i seguenti. Per quanto riguarda il mercato dei beni:

- i) gli investimenti sono la variabile più volatile, seguiti da prodotto e consumi;
- ii) prodotto ed investimenti sono significativamente persistenti fino al secondo ritardo, mentre i consumi manifestano autocorrelazione positiva fino al terzo ritardo;
- iii) tutte le variabili sono procicliche e sono variabili-ritardo;

mentre, per quanto riguarda il mercato del lavoro:

- i) ore-lavoro e salario reale sono fortemente persistenti fino al terzo ritardo;
- ii) salario e ore-lavoro sono variabili procicliche;
- iii) le ore lavoro sono una variabile-ritardo, mentre il salario reale è una variabile-anticipo.

6 Il confronto tra economia-modello ed economia osservata: il mercato dei beni

Nelle tabelle 9, 10 e 11 presentiamo sinteticamente il confronto, per quanto riguarda il mercato dei beni, tra le predizioni di lungo e di breve periodo del modello con innovazioni MA(1) (rispettivamente: *Mod. con MA(1), asint.* e *Mod. con MA(1), sim.*), le predizioni asintotiche quando non vi è correlazione seriale nelle innovazioni (*Mod., asint.*) e le statistiche osservate nell'economia italiana (*Dati oss.*)

	Deviazione Standard		
	$\Delta \log(Y_t)$	$\Delta \log(C_t)$	$\Delta \log(I_t)$
Dati oss.	1.15	0.87	2.55

Mod. con MA(1), asint.	1.32	0.65	2.08
Mod. con MA(1), sim	1.29	0.60	2.08
Mod. asint.	1.28	0.65	2.00

Tabella[9] Confronto tra economia-modello ed economia osservata sul mercato dei beni: le deviazioni standard

	Autocorrelazioni								
	$\Delta\log(Y_t)$			$\Delta\log(C_t)$			$\Delta\log(I_t)$		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
Dati oss.	0.239	0.135	-0.01	0.355	0.380	0.204	0.183	0.137	0.009
Mod. con MA(1),asint.	0.207	0.053	0.051	0.361	0.233	0.227	0.173	0.013	0.012
Mod. con MA(1), sim	0.198	0.108	-0.006	0.253	0.209	0.029	0.196	0.091	-0.070
Mod. asint.	0.050	0.047	0.046	0.231	0.225	0.219	0.013	0.012	0.012

Tabella [10] Confronto tra economia-modello ed economia osservata sul mercato dei beni: le autocorrelazioni

	Correlazioni incrociate					
	$\Delta\log(Y_{t+j}), \Delta\log(C_t)$			$\Delta\log(Y_{t+j}), \Delta\log(I_t)$		
	-1	0	1	-1	0	1
Dati oss.	0.235	0.597	0.298	0.261	0.710	0.190
Mod. conMA(1),asint.	0.290	0.968	0.223	0.174	0.996	0.198
Mod. con MA(1), sim	0.247	0.972	0.151	0.178	0.997	0.209
Mod. asint.	0.140	0.965	0.081	0.017	0.993	0.036

Tabella [11] Confronto tra economia-modello ed economia osservata sul mercato dei beni: le correlazioni incrociate

Il modello, nei tre esercizi proposti, riproduce piuttosto bene la variabilità osservata nei tassi di crescita di prodotto, consumo ed investimenti. In particolare, il modello riproduce l'ordinamento relativo tra le deviazioni standard osservate; questo fatto, alla luce delle

osservazioni fatte in CO(93), ci porta alla conclusione che la maggiore variabilità degli investimenti rispetto a quella del prodotto e dei consumi, rappresenta una caratteristica "profonda" dell'economia italiana, sia nel senso che diverse specificazioni del processo stocastico che immette l'incertezza nel modello, e diversi insiemi di parametri strutturali, non alterano la natura di questo fatto nell'economia modello, sia nel senso che tale caratteristica non dipende dall'ipotesi di stazionarietà adottata per la manipolazione delle serie storiche osservate⁹. In secondo luogo, emerge che le deviazioni standard generate nelle tre versioni del modello sono poco sensibili rispetto ai due insiemi di parametri strutturali impiegati (deviazioni standard asintotiche nelle due versioni del modello con e senza disturbi autocorrelati), e all'orizzonte temporale considerato (deviazioni standard asintotiche e calcolate dalle serie simulate). Posto che l'ordinamento relativo delle variabilità, che sembra essere un prodotto delle decisioni della famiglia razionale, pone dei vincoli sul valore relativo dei coefficienti-elasticità π_{jk} , la variabilità assoluta di prodotto, consumo ed investimenti dipende in modo positivo dalla variabilità esogena delle innovazioni e dalla variabilità del capitale. Per un ipotetico operatore pubblico, che volesse ridurre, ad esempio, la variabilità del tasso di crescita del prodotto, ne discende allora l'indicazione normativa che tale è un obiettivo di lungo periodo, perché richiede la modificazione sostanziale di aspetti strutturali del sistema economico, ad esempio il parametro μ_1 , che regola la velocità di convergenza del capitale verso il suo valore di stato stazionario.

Ulteriori interessanti considerazioni sono possibili approfondendo un aspetto particolare dei risultati ottenuti dalla simulazione del modello: la relazione tra tasso di crescita medio e variabilità.

Abbiamo già citato in CO(93) che la variabilità di prodotto, consumo ed investimenti è una funzione crescente del tasso di crescita γ_x del trend lineare. Questo fatto, nell'attuale contesto teorico è riconoscibile nella corrispondenza tra tasso medio di crescita e variabilità. La tabella 12 riporta i tassi medi di prodotto, consumo ed investimenti (rispettivamente γ_y , γ_c e γ_i) calcolati nell'economia effettiva e nell'economia simulata:

	Economia osservata	Economia simulata
$1-\gamma_y$	0.00841	0.0052
$1-\gamma_c$	0.00981	0.0049
$1-\gamma_i$	0.00755	0.0055

⁹ A questo punto, l'eccessiva variabilità del consumo rispetto al prodotto, quando la stazionarietà è indotta tramite l'uso di un trend lineare, potrebbe dipendere dalla limitatezza del periodo campione considerato. Infatti, se è vera l'ipotesi che l'uso di un trend lineare mette in evidenza le più basse frequenze delle fluttuazioni cicliche, allora queste saranno visibili solo su orizzonti temporali molto ampi; in altre parole, è come se, richiamando ad esempio la figura 1 di CO(93), il trend lineare avesse reso visibile solo la metà di una fase completa delle fluttuazioni del prodotto.

Tabella [12] *Tassi medi di crescita nell'economia osservata e nell'economia simulata*

Dal punto di vista di questo confronto emerge finalmente la prima differenza sostanziale tra statistiche di lungo e di breve: il modello alimentato con le innovazioni osservate genera un tasso di crescita significativamente inferiore al tasso di crescita stimato ($1-\gamma_x = 0.006$). In secondo luogo, l'ordinamento relativo dei tassi di crescita nell'economia simulata è perfettamente congruente con l'ordinamento delle variabilità relative. Questa predizione del modello è completamente rovesciata nell'economia osservata, in cui i consumi manifestano il tasso medio di crescita più elevato associato con la variabilità minore, mentre gli investimenti presentano il tasso di crescita più basso associato con la variabilità maggiore. Le figure 2, 3 e 4 presentano i valori osservati (DY, DC, DI) e simulati (DYSIM, DCSIM, DISIM) dei tassi di crescita di prodotto, consumo ed investimenti, e possono aiutarci ad interpretare questo fatto.

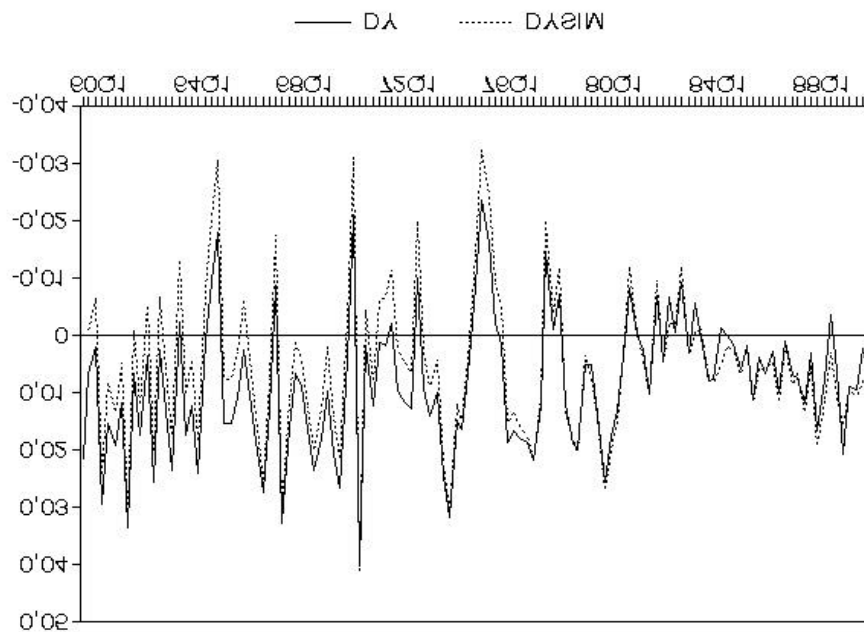


Figura 2 *Tassi di crescita osservati (DY) e simulati (DYSIM) del prodotto*

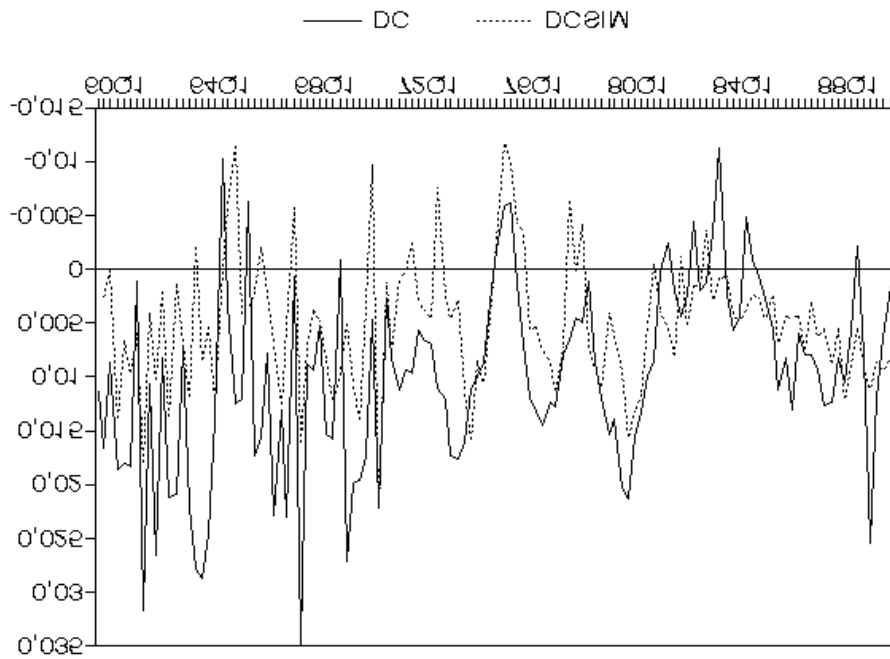


Figura 3 Tassi di crescita osservati (DC) e simulati (DCSIM) del consumo

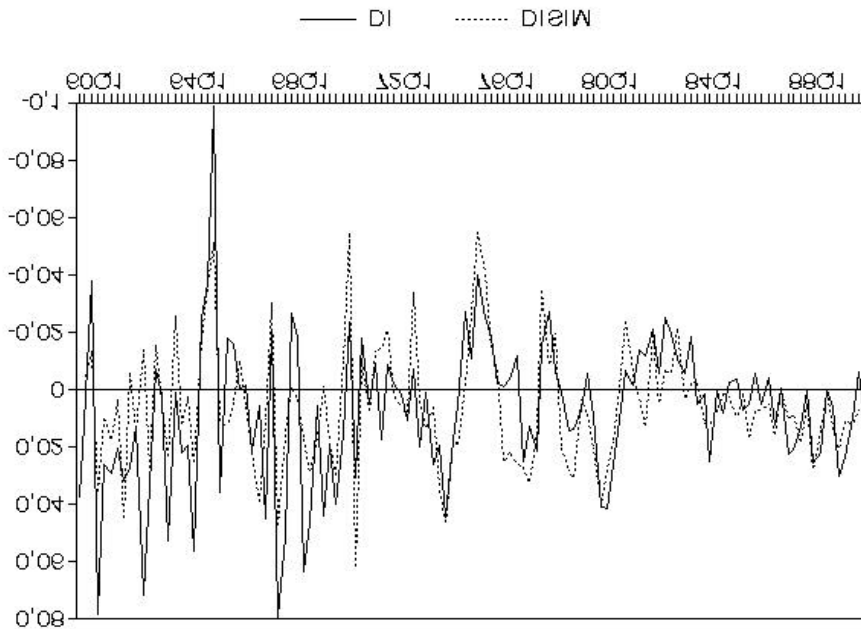


Figura 4 Tassi di crescita osservati (DI) e simulati (DISIM) degli investimenti

Si vede che l'eccessivo tasso di crescita osservato nell'economia effettiva, rispetto alle previsioni del modello simulato, dipende da una asimmetria tra serie osservate e serie simulate. In

particolare, per quanto riguarda il prodotto (figura 2), mentre i picchi della serie osservata coincidono con quelli della serie simulata, i cavi di quest'ultima sono nettamente inferiori rispetto ai cavi osservati; nella figura 3, che presenta i valori osservati e simulati dei tassi di crescita del consumo, si osserva che i picchi osservati sono più elevati di quelli simulati, mentre i cavi simulati sono più bassi dei cavi osservati; nel caso degli investimenti, che manifestano con minore chiarezza questa forma di asimmetria, il tasso medio di crescita osservato è più vicino a quello calcolato sulla serie simulata.

In sostanza, nonostante la maggiore variabilità osservata nei consumi e negli investimenti sia parzialmente responsabile del maggiore tasso di crescita di queste variabili rispetto alle indicazioni del modello simulato, il fatto che i tassi di crescita medi osservati non riproducano l'ordinamento delle variabilità osservate, induce a cercare la spiegazione di questa discrepanza tra modello e realtà in una particolare forma di asimmetria tra le serie osservate e le serie simulate, in cui i picchi osservati sono mediamente più alti dei picchi simulati, mentre i cavi simulati sono mediamente più bassi dei cavi osservati. Ciò suggerisce che, in generale, nell'economia reale siano stati all'opera meccanismi di stimolo della crescita che non sono stati solo quelli provenienti dal miglioramento del progresso tecnico, e che hanno particolarmente privilegiato in modo particolare i consumi delle famiglie, i quali potrebbero, seguendo le indicazioni di Onofri-Paruolo-Salituro(1992), essere stati in realtà il veicolo per il traino della crescita dell'intero sistema economico. A questo livello dell'analisi una conclusione è che la variabile che più si è avvicinata alle predizioni del modello sono gli investimenti¹⁰.

Uno sguardo alle predizioni del modello per quanto riguarda le proprietà di persistenza e dei comovimenti tra le variabili, rivela aspetti poco soddisfacenti. In particolare, il modello in assenza di correlazione seriale degli impulsi sul progresso tecnico, è incapace di generare la persistenza osservata nei tassi di crescita di prodotto ed investimenti.

Il fatto che i consumi manifestino invece una certa persistenza anche quando i disturbi sono serialmente incorrelati, dipende dalla elevata elasticità rispetto a deviazioni dello stock di capitale dal suo valore di stato stazionario ($\pi_{ck} = 0.78$). Di conseguenza, il comportamento della componente stazionaria del consumo si avvicina maggiormente alla dinamica del capitale, ereditandone, in sostanza, parti delle doti di persistenza; si può verificare infatti che:

$$\pi_{ck} \rightarrow 1$$

Da quest'ultima osservazione discende la predizione teorica, confermata nei dati osservati, che $\text{Corr}(\Delta \log(C_t, C_{t-1})) > \text{Corr}(\Delta \log(Y_t, Y_{t-1})) > \text{Corr}(\Delta \log(I_t, I_{t-1}))$, dal momento che $\pi_{ck} > \pi_{yk} > \pi_{ik}$: al primo ritardo i consumi sono la variabile più persistente, seguiti dal prodotto e dagli investimenti. Ciò rivela che la struttura delle persistenze osservate è coerente con i valori-elasticità calcolati nell'economia modello, e rivendica che la debolezza del modello risiede nell'incapacità di generare endogenamente persistenza nei tassi di crescita delle variabili di

¹⁰ La bontà della simulazione del prodotto non deve entusiasmare eccessivamente; i dati osservati sono infatti confrontati con qualcosa (le innovazioni stimate) che, seppure manipolate dai meccanismi del modello, sono state comunque estratte dalla serie osservata del prodotto. Tale confronto è quindi parzialmente viziato da un contenuto di tautologia.

interesse.

I dati, in sostanza, suggeriscono, rispetto alle predizioni del modello, la presenza di elementi strutturali capaci di generare una graduale diffusione del progresso tecnico¹¹, che non è possibile introdurre senza modificare l'identità del modello. Il rimedio adottato è stato pertanto quello di supporre esogena tale graduale diffusione del progresso tecnico, inserendo nel processo X_t correlazione seriale nelle innovazioni e_t , secondo le indicazioni suggerite dalla stima della funzione di produzione. Con questa estensione la performance del modello, in termini di persistenza e comovimenti tra le variabili, migliora sensibilmente. Con riferimento ai comovimenti, è da notare che l'ipotesi di uno shock comune, che muove la dinamica di prodotto, consumi ed investimenti, e che si riconosce nelle correlazioni quasi unitarie di $\Delta\log(C_t)$ e $\Delta\log(I_t)$ con $\Delta\log(Y_t)$, non è del tutto confortata nei dati osservati, che manifestano una correlazione contemporanea tra consumi ed investimenti con il prodotto nettamente inferiore a quella calcolata nell'economia modello. Ciò suggerisce che nell'economia reale la dinamica delle variabili sia stata condizionata dalla presenza di impulsi eterogenei, che hanno influenzato le decisioni delle famiglie non solo attraverso il canale della tecnologia ma anche, possibilmente, attraverso quello delle preferenze.

7 *Il confronto tra economia-modello ed economia osservata: il mercato del lavoro*

Il confronto sintetico tra l'economia reale e l'economia-modello per quanto riguarda il mercato del lavoro è presentato nelle tabelle 13, 14 e 15:

	Deviazioni Standard	
	ΔN_t	$\Delta\log(W_t)$
Dati oss.	0.123	0.928
Mod. conMA(1),asint.	0.565	0.786
Mod. con MA(1), sim	0.580	0.731
Mod. asint.	0.554	0.765

Tabella [13] *Confronto tra economia-modello ed economia osservata sul mercato del lavoro: le deviazioni standard*

Autocorrelazioni

¹¹ Un contributo recente sulla generazione endogena di persistenza in un contesto multisettoriale è ad esempio Caplin-Leahy (1993), *Sectoral Shocks, Learning and Aggregate Fluctuations*, Review of Economic Studies.

	ΔN_t			$\Delta \log(W_t)$		
	1	2	3	1	2	3
Dati oss.	0.642	0.368	0.232	0.736	0.587	0.573
Mod. conMA(1),asint.	0.143	-0.021	0.021	0.303	0.166	0.161
Mod. con MA(1), sim	0.212	0.080	-0.078	0.0225	0.168	-0.008
Mod. asint.	-0.013	-0.013	-0.012	0.163	0.159	0.155

Tabella [14] Confronto tra economia-modello ed economia osservata sul mercato del lavoro: le autocorrelazioni

	Correlazioni Incrociate								
	$\Delta \log(Y_{t+j}), \Delta N_t$			$\Delta \log(Y_{t+j}), \Delta \log(W_t)$			$\Delta \log(N_{t+j}), \Delta \log(W_t)$		
	-1	0	1	-1	0	1	-1	0	1
Dati oss.	0.282	0.328	-0.110	0.070	0.135	0.168	-0.282	-0.486	-0.268
Mod. conMA(1), asint.	0.011	0.971	0.179	0.265	0.985	0.200	0.145	0.917	0.142
Mod. con MA(1), sim	0.145	0.980	0.226	0.232	0.987	0.167	0.231	0.937	0.089
Mod. asint.	0.010	0.968	0.016	0.112	0.984	0.071	0.035	0.927	-0.059

Tabella [15] Confronto tra economia-modello ed economia osservata sul mercato del lavoro: le correlazioni incrociate

Come nell'analisi condotta in CO(93), anche nel presente contesto il confronto tra modello e realtà sui fatti del mercato del lavoro ci conduce ad investigare gli aspetti fallimentari della teoria di ciclo reale.

La debolezza predittiva del modello di ciclo reale coinvolge in modo particolare i comovimenti e la persistenza delle variabili. I dati suggeriscono complessivamente che la dinamica del mercato del lavoro sia stata sostanzialmente di altro tipo rispetto a quella prevista dal modello: la debole correlazione tra tasso di crescita del salario e variazioni dell'occupazione con il tasso di crescita del prodotto e, soprattutto, la correlazione significativamente negativa tra $\Delta \log(W_t)$ e ΔN_t , sono un'indicazione che gli impulsi sul progresso tecnico hanno avuto un ruolo marginale all'interno del mercato del lavoro, e, di conseguenza, l'elevata persistenza osservata non riferisce di meccanismi particolari di vischiosità nella propagazione degli impulsi della tecnologia, ma di un processo la cui struttura stocastica è sostanzialmente differente da quella osservata sul mercato dei beni. Il giudizio negativo sulla performance del modello è leggermente mitigata se osserviamo le predizioni della teoria nel sottoperiodo 1970-1980, quando gli shock intervenuti nell'economia sono stati prevalentemente impulsi (permanenti) sulla tecnologia; a tale scopo

presentiamo le figure 5, 6, 7 e 8, che presentano i valori osservati (DN, DW) e simulati (DNSIM, DWSIM) delle variazioni dell'occupazione e del tasso di crescita del salario.

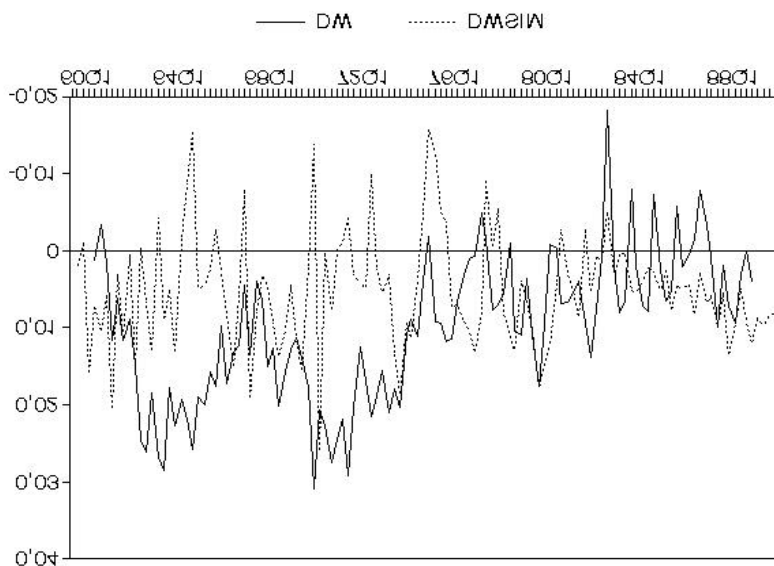


Figura 5 Valori osservati (DW) e simulati (DWSIM) del tasso di crescita del salario

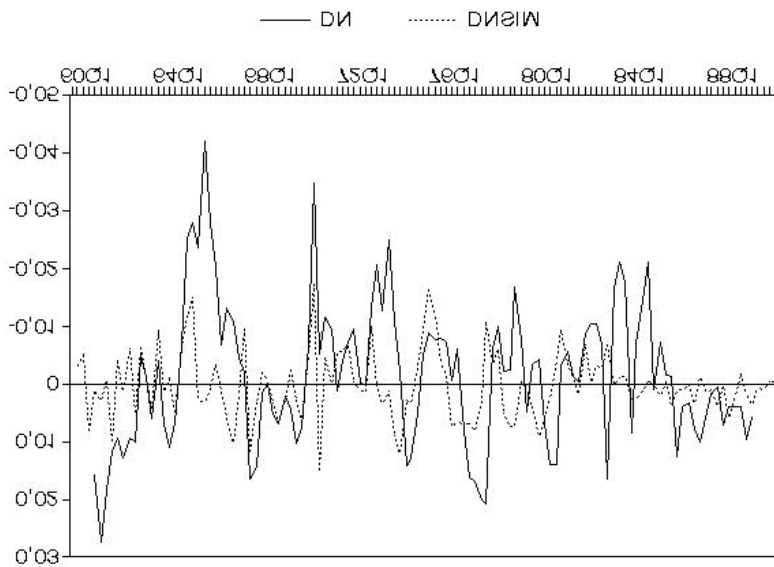


Figura 6 Valori osservati (DN) e simulati (DNSIM) delle variazioni dell'occupazione

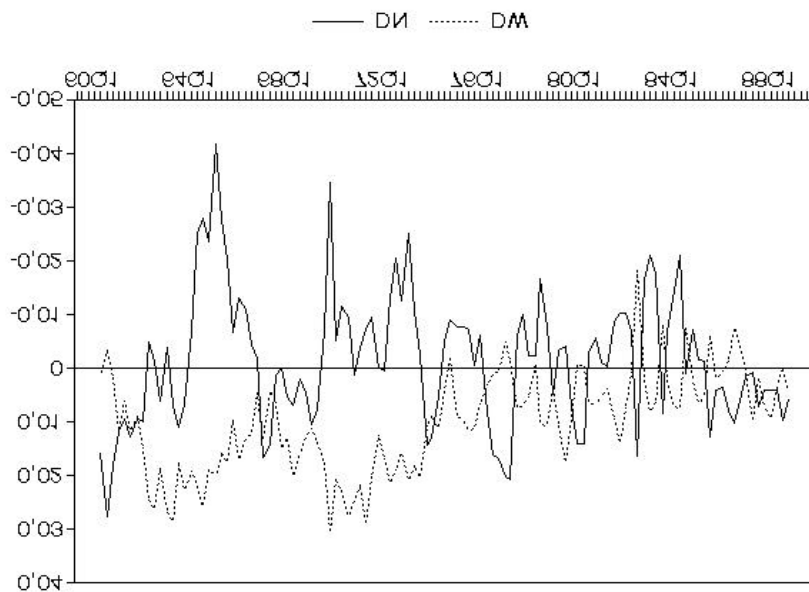


Figura 8 Valori osservati delle variazioni del salario (DN) e del tasso di crescita del salario (DMA)
Figura 7(DW) Valori simulati delle variazioni dell'occupazione (DNSIM) e del tasso di crescita del salario (DWSIM).

In ogni caso, l'analisi delle alte frequenze del ciclo, al confronto con le previsioni del modello di ciclo reale, amplifica le conclusioni proposte in CO(93): in particolare, emerge che impulsi da domanda e condizioni di disequilibrio potrebbero avere avuto un ruolo determinante nelle fluttuazioni osservate e che tali impulsi si sono propagati attraverso una struttura di mercato fortemente istituzionalizzata, responsabile dell'alta persistenza osservata nelle variazioni dell'occupazione e del tasso di crescita del salario.

8 Conclusioni

L'analisi sulle fluttuazioni cicliche osservate nell'economia italiana, discussa in CO(93) si affianca ai risultati presentati nell'attuale ricerca, consentendo alcune osservazioni conclusive di carattere generale sulle capacità e i limiti descrittivi e interpretativi di un modello standard di ciclo reale. Diversi concetti di stazionarietà mettono in evidenza caratteristiche diverse nei dati osservati; in particolare, i fatti del mercato del lavoro sono particolarmente sensibili al tipo di procedura impiegata per evidenziare le fluttuazioni cicliche. Altri fatti empirici del ciclo economico sono viceversa più robusti e si manifestano, come ad esempio le variabilità relative sul mercato dei beni, indipendentemente dall'ipotesi di stazionarietà adottata.

Sul piano della teoria, abbiamo verificato che differenti concetti di stazionarietà non modificano la sostanza delle previsioni della teoria di ciclo reale impiegata per costruire la nostra economia-modello, ma possono influenzare sostanzialmente il modo attraverso il quale il modello "legge" la struttura dell'economia osservata, nel senso che la stima dei parametri "profondi", che caratterizzano la funzione di produzione, risulta sensibile al tipo di stazionarietà (*trend stationary* o *difference stationary*) adottata per descrivere il processo stocastico che, tramite la

tecnologia, immette l'incertezza nel modello.

Sul piano del confronto tra teoria e realtà, una conclusione di carattere generale è che l'analisi del ciclo rilevato alle basse e medie frequenze (stazionarietà rispetto ad un trend lineare ovvero un trend di Hodrick-Prescott) enfatizza maggiormente le differenze tra teoria e realtà per quanto concerne la variabilità delle fluttuazioni, mentre l'analisi condotta sui tassi di crescita pone in maggior rilievo le differenze in termini di persistenza e comovimento tra le variabili.

In particolare, abbiamo constatato l'abilità della teoria di ciclo reale di descrivere i fatti osservati sul mercato dei beni, rilevando, nelle simulazioni, tanto nel contesto attuale quanto in quello di CO(93), una asimmetria tra le serie generate dall'economia-modello e le serie osservate (i cavi mediamente inferiori delle serie simulate), che offre spazio alla possibilità che nell'economia reale siano stati all'opera meccanismi di stimolo alla crescita, che non sono stati solo quelli provenienti dal miglioramento del progresso tecnico.

La rigidità delle predizioni del modello e l'indeterminatezza dei fatti osservati sul mercato del lavoro conferma il giudizio negativo sulla teoria di ciclo reale quale strumento interpretativo della realtà del mondo del lavoro. In particolare, la performance del modello, quando confrontato con i tassi di crescita, risulta persino peggiore rispetto alle simulazioni condotte nel contesto *trend stationary*; tra le interpretazioni possibili, una sembra suggerire che, nell'assunto che impulsi da domanda abbiano avuto un ruolo rilevante nella determinazione del ciclo sul mercato del lavoro, come sembrano indicare i segni delle correlazioni incrociate tra occupazione e salario e di queste con il prodotto, il meccanismo di propagazione di tali impulsi abbia, almeno parzialmente, utilizzato il canale della tecnologia.

Queste ultime considerazioni, senza nulla togliere alla serietà delle critiche rivolte all'ipotesi sull'origine tecnologica delle fluttuazioni cicliche, propria delle teorie del ciclo reale, almeno offrono l'indicazione per approfondire una linea di ricerca rivolta ad indagare attraverso quali meccanismi impulsi da domanda possano seguire un percorso attraverso il quale essi si manifestano, almeno parzialmente, come impulsi sulla tecnologia.

BIBLIOGRAFIA

Caplin, Leahy (1993), *Sectoral Shocks, Learning and Aggregate Fluctuations*, Review of Economic Studies, pp. 85-97

R. Censolo e P. Onofri (1993), *Un'ipotesi di "real business cycle" per l'economia italiana*, Politica Economia, 3, pp. 285-324.

I.H.Correia, J.C.Neves, S.Rebelo (1992), *Business Cycle in Portugal: Theory and Evidence*, manoscritto.

L.J. Christiano, M. Eichenbaum (1992), *Current Real Business Cycle Theory and Aggregate Labor Market Fluctuations*, American Economic Review, 82, pp. 430-450.

G.D. Hansen, R. Wright (1992), *The Labor Market in Real Business Cycle Theory*, manoscritto.

R.Golinelli, M. Montestarelli (1990), *Un Metodo per la Ricostruzione di Serie Storiche*

Compatibili con la Nuova Contabilità Nazionale (1951-1989), Nota di Lavoro n. 9001, Prometeia.

R.King, C.Plosser, S.Rebelo (1988a.), *Production Growth and Business Cycle: the Basic Neoclassical Model*, Journal of Monetary Economics, 21, pp. 195-232.

R.King, C.Plosser, S.Rebelo (1988b.), *Production Growth and Business Cycle: New Directions*, Journal of Monetary Economics, 21, pp. 309-341.

R.King, C.Plosser, S.Rebelo (1987), *Production Growth and Business Cycle: Technical Appendix*, University of Rochester.

E.Kydland,E.Prescott (1982), *Time to Build and Aggregate Fluctuations*, Econometrica, 50, pp. 1345-1370.

J.Long,C.Plosser (1983), *Real Business Cycle*, Journal of Political Economy, 91, pag. 36-69.

R.Lucas (1972), *Expectations and Neutrality of Money*, Journal of Economic Theory, 4, pag. 103-124.

R.Lucas (1973), *Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs*, American Economic Review, 63, pag. 326-334.

R.Lucas (1975), *An Equilibrium Model of Business Cycle*, Journal of Political Economy, 83, pag. 1113-1144.

B. McCallum (1989), *Real Business Cycle Models*, in R.Barro (a cura di), Modern Business Cycle Theory, Oxford, pp. 16-51.

C.Nelson,C.Plosser, (1982), *Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: some Evidence and Implications*, Journal of Monetary Economics, 10, pag. 139-162.

P. Onofri (1989), *Il Ruolo delle Politiche Macroeconomiche dal Dopoguerra ad Oggi*, Politica Economica, 3, pp. 427-462.

P.Onofri (1991), *Osservazione empirica e analisi economica: esperienze di indagine sulle fluttuazioni cicliche*, Politica Economica, vol. VII, n.3, dicembre, pag. 311-341.

P. Onofri, P. Paruolo, B. Salituro (1992), *Sulle fonti delle fluttuazioni dell'economia italiana con sistemi VAR strutturali*, Rivista di Politica Economica, anno LXXXII, Agosto-Settembre pag. 33-66.

C.Plosser (1989), *Understanding Real Business Cycle*, Journal of Political Economy, 3, pag. 51-77.

M- Shapiro (1987), *Are Cyclical Fluctuations in Productivity due more to Supply or Demand Shocks?*, American Economic Review, 77, pp. 118-125.

