

\\ 164 \\

**Scomposizioni permanenti-transitorie
in sistemi cointegrati
con una applicazione a dati italiani**

di

Antonio Ribba

Ottobre 1996

Università degli Studi di Modena
Dipartimento di Economia Politica
Viale Berengario, 51
41100 Modena (Italia)
e - mail: ribba@unimo.it

Abstract. Given an $I(1)$ series, it is possible to obtain a decomposition of such a series into a permanent, $I(1)$, and a transitory, $I(0)$, component. Nevertheless, the identification of the $I(1)$ component requires a further condition: one has to impose a particular dynamic shape to the permanent component or require that the two components be orthogonal at all leads and lags.

In this paper, building on Gonzalo-Granger (1995), we show that given a vector $x_t = (x_{1t}, x_{2t})'$ which includes $I(1)$ variables, if the two series have a stable long-run relationship, i.e. they are cointegrated with cointegrating vector $(1, -1)'$ and, moreover, the error correction term does not cause at low frequency x_{1t} , then x_{1t} is the permanent component of x_{2t} .

An empirical application to Italian data illustrates the result. We consider a bivariate model, including consumption and output, and find that: (i) consumption is the permanent component of aggregate output; (ii) the permanent component does not follow a random walk; (iii) the transitory component dominates with respect to the permanent one. These conclusions contrast with some recent results obtained for the Italian economy (cfr. Onofri et al. 1992).

1. Introduzione*

Negli ultimi 15 anni è diventata prevalente l'idea che gran parte delle serie macroeconomiche siano processi stazionari in differenza prima e che, inoltre, i movimenti alla frequenza zero siano attribuibili alla presenza di componenti permanenti di natura stocastica. Una importante implicazione per lo studio del ciclo economico è che la tradizionale ipotesi di regolarità del trend non è necessariamente giustificata. Inoltre, assunta l'ipotesi che le serie contengano trend stocastici, consegue che esistono infiniti modi di scomporre una serie nella somma di un trend integrato e di un ciclo stazionario. Questo spiega il forte sviluppo in anni recenti di un'area di ricerca volta, da un lato ad isolare le componenti permanente e transitoria, dall'altro, a stabilirne la importanza relativa nel comporre la varianza della serie.

Una ipotesi molto diffusa è consistita nell'assumere che il trend segua un processo con variazioni serialmente incorrelate. In effetti, un importante risultato dovuto a Beveridge e Nelson (1981) stabilisce che ogni serie stazionaria in differenza contiene una componente di random walk. Il ciclo è allora identificato nella componente residuale una volta estratto il trend stocastico. Applicazioni multivariate di questa scomposizione sono state tra gli altri adottate da Evans (1989), Vahid ed Engle (1993) e Cochrane (1994,a).

Tuttavia, alcuni studiosi hanno ritenuto insoddisfacente la restrizione della forma dinamica del trend ad un random walk. Questa non avrebbe infatti (non sempre comunque), una chiara giustificazione sul piano della interpretazione economica (e.g. Lippi e Reichlin, 1994,a).

* Desidero ringraziare in maniera particolare Marco Lippi per i numerosi suggerimenti su una precedente stesura del lavoro. Ho ricevuto utili consigli anche da Barbara Pistoresi. Vale l'usuale avvertenza.

Lo sviluppo di approcci più strutturali ha suggerito la identificazione di trend stocastici generalizzati. Esempi in questa direzione sono costituiti dalla scomposizione proposta in Blanchard e Quah (1989), in cui si assume che le componenti siano ortogonali, e dalla scomposizione suggerita da Lippi e Reichlin (1994,b) dove per la componente di trend si assume un processo stocastico che rifletta una lenta diffusione del progresso tecnico nel sistema economico.

In questo lavoro si dimostra un risultato caratterizzante le scomposizioni trend-ciclo nell'ambito dei sistemi cointegrati. Tale risultato riguarda la possibilità di associare la componente permanente ad una grandezza direttamente osservabile. Si dimostra, infatti, che laddove due variabili, X_{1t} ed X_{2t} entrambe integrate di ordine 1, esibiscano un rapporto stabile, i.e. abbiano vettore di cointegrazione $(1, -1)'$ ed, inoltre, l'onere dell'aggiustamento allo steady-state ricada esclusivamente su X_{2t} , si ha una particolare scomposizione in cui X_{1t} è interpretabile come la componente permanente stocastica di X_{2t} . Si sottolinea che i primi a suggerire le implicazioni del vincolo di cointegrazione ai fini della stima di componenti permanenti direttamente osservabili, sono stati Gonzalo e Granger (1995). Obiettivo del presente lavoro è legare il problema di identificazione del trend stocastico alla rappresentazione in forma strutturale del VAR cointegrato.

E' importante osservare come non sia infrequente che particolari modelli economici suggeriscano che una prima variabile spieghi i movimenti ad orizzonte infinito di una seconda variabile. Un classico esempio è costituito dalla teoria del reddito permanente la quale, nella versione con agente rappresentativo, prevede che il consumo sia il trend di Beveridge-Nelson del reddito totale.

Il risultato teorico è corredato da una applicazione empirica a dati italiani relativi al

periodo 1970-1990. Utilizzando un modello bivariato che include consumo e prodotto aggregato si isolano le componenti di trend e cicliche del prodotto interno lordo. La componente permanente si rivela un processo stocastico positivamente autocorrelato ed, inoltre, i risultati mostrano una chiara prevalenza della componente transitoria nello spiegare la variabilità del prodotto aggregato. E' importante sottolineare come tali conclusioni siano in linea con quanto ottenuto da lavori condotti su dati statunitensi (e.g. Cochrane, 1994,a; Lippi-Reichlin, 1994,a), ma appaiano in contrasto con altri lavori condotti su dati italiani (cfr. Onofri et al. 1992).

Il lavoro ha la seguente struttura: nella seconda sezione date le definizioni principali, si stabilisce la notazione e vengono definite le ipotesi alla base del modello. Nella terza sezione viene dimostrata la proposizione teorica. Viene poi effettuata una applicazione a dati italiani trimestrali relativi al periodo 1970-1990 (sezione 4-5). La sezione 6 conclude.

2. Notazione, definizioni ed assunzioni

2.1 Proprietà di integrazione e cointegrazione delle serie

Si consideri il vettore x_t (2×1) che include variabili integrate di ordine 1, ovvero stazionarie in differenza prima (DS). Una serie x_{it} è DS se: (1) $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{it-1}$ è stazionaria in covarianza mentre la serie in livelli non lo è; (2) indicata la funzione di densità spettrale di Δx_{it} con $g_{\Delta x}(\lambda)$, $-\pi \leq \lambda \leq \pi$, si ha $g_{\Delta x}(0) \neq 0$.

La assunzione di stazionarietà per il processo vettoriale implica la esistenza della rappresentazione di Wold multivariata:

$$\Delta x_t = \mu + C(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

Con $C(L)$ matrice polinomiale nell'operatore ritardo L . In virtù della (1) il processo congiunto Δx_t è espresso come combinazione lineare dei ritardi distribuiti dei due disturbi.

Gli ε_t sono white noise a media nulla con $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega_\varepsilon$ matrice di covarianza simmetrica e definita positiva. L'ipotesi che le variabili siano entrambe $I(1)$ consente di escludere la possibilità che $C(1)$, matrice dei moltiplicatori di lungo periodo, abbia righe composte da elementi nulli. In altri termini, almeno uno shock ha effetti non nulli ad orizzonte infinito sul livello delle variabili. Tale rappresentazione è unica se sono soddisfatte due condizioni:

(1) $C(0) = I$, dove I è la matrice identità (2×2);

(2) $\det(C(L))$ ha tutti gli zeri, o sul cerchio unitario, ovvero all'esterno del cerchio unitario. Questa condizione garantisce che ε_t sia un vettore di innovazioni fondamentali del processo congiunto¹ e consente di interpretare i disturbi come combinazione lineare dei valori passati e correnti delle variabili osservabili Δx .

1. Il problema delle rappresentazioni non fondamentali è affrontato in Lippi e Reichlin (1993). I due autori utilizzano il medesimo modello bivariato stimato in Blanchard-Quah (1989) e mostrano come le funzioni di impulso-risposta si possano modificare laddove si rimuova la ipotesi di invertibilità della rappresentazione autoregressiva. Naturalmente, si tratta di questione che riguarda più in generale tutta la macroeconometria.

Sebbene le singole componenti di x_t seguano processi stocastici caratterizzati da una radice unitaria, è possibile che esista un vettore β (2x1) tale che $\beta'x_t$ isoli una combinazione lineare stazionaria delle variabili. Allora, le variabili sono legate da una relazione di lungo periodo e, nella terminologia di Engle e Granger, si dicono cointegrate (cfr. Engle-Granger, 1987). La estensione al caso di presenza di trend lineari è dovuta a Johansen (1991). Vale, quindi, la seguente ipotesi:

Ipotesi A1. Il vettore x_t ha rappresentazione ECM (Error-Correction Model):

$$\Delta x_t = \rho + \Gamma(L)\Delta x_{t-1} - A(1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

dove: (i) $A(1) = \alpha\beta'$ ha rango $k = 1$. Inoltre, α è un vettore (2x1) di pesi e β un vettore (2x1) di coefficienti relativi al vettore di cointegrazione; (ii) ε_t è il vettore (2x1) dei disturbi, con $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \Omega_\varepsilon$.

Come mostrato in Johansen (1991), la rappresentazione di Wold della (2) è data da:

$$\Delta x_t = \mu + C(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

dove: (i) $\mu = C(1)\rho$; (ii) $C(1) = \beta_\perp\gamma\alpha'_\perp$. α'_\perp e β_\perp sono, rispettivamente, il complemento ortogonale di α e β , i.e. $\beta'\beta_\perp = 0$, $\alpha'_\perp\alpha = 0$; (iii) $\gamma = (\alpha'_\perp\Psi\beta_\perp)^{-1}$ dove Ψ è la derivata di $\Psi(z)$, polinomiale caratteristica del modello (2), valutata in $z = 1$.

Le due ipotesi seguenti riguardano la struttura dei vettori α e β :

Ipotesi A2. Le due serie hanno un rapporto stabile nel lungo periodo, i.e. il vettore di cointegrazione è $\beta = (1, -1)'$.

Ipotesi A3. Il termine di correzione non causa nel lungo periodo x_{1t} , i.e. $\alpha'_\perp = (1, 0)$.

Si osservi che l'ipotesi A3 implica che l'onere dell'aggiustamento allo steady-state ricada esclusivamente su x_{2t} . Ciò stabilisce una causalità unidirezionale alla frequenza zero. In altri termini, x_{2t} non (Granger) causa ad orizzonte infinito x_{1t} (cfr. Granger-Lin, 1995).

2.2 Scomposizioni trend-ciclo strutturali

Assunto per x_{it} un processo DS, esistono infiniti modi di scomporre la serie nella somma di una componente permanente (il trend) ed una transitoria (il ciclo). La identificazione delle componenti può essere ottenuta imponendo una restrizione sulla forma dinamica del trend, ovvero ipotizzando che trend e ciclo siano incorrelati a tutte le frequenze. Un esempio del primo tipo si ha con la scomposizione di Beveridge e Nelson (1981), nella quale si ipotizza che il trend sia un random walk. Una restrizione relativa alle interrelazioni tra le componenti caratterizza invece la scomposizione proposta da Blanchard e Quah (1989).

Diamo ora la definizione di scomposizione di una serie DS in una componente permanente ed una transitoria. Trascurando differenze marginali, la definizione segue Quah (1992).

Definizione 1. Dato x_{it} si definisce scomposizione in componenti permanente e transitoria (P-T) una coppia (T, C) tale che: (i) T_t sia integrato e C_t sia stazionario in covarianza; (ii) shocks relativi a C_t non abbiano effetti di lungo periodo su x_{it} ; (iii) $x_{it} = T_t + C_t$; (iv) la varianza di entrambe le componenti sia strettamente positiva. In particolare, una scomposizione ortogonale è ottenuta nel caso ΔT_t sia incorrelato a C_t a tutti gli anticipi e ritardi.

Si tratta di una definizione sufficientemente generale ed idonea ad inglobare i differenti modelli proposti in letteratura.

La rappresentazione (3) può sempre essere pensata come una relazione di forma ridotta associata al seguente modello strutturale:

$$\Delta x_t = \mu + B(L)\eta_t \quad (4)$$

dove: $B(L) = C(L)B(0)$, $\eta_t = B(0)^{-1}\varepsilon_t$, $E(\eta_t\eta_t') = I$. $\eta_t = (\eta_{1t}, \eta_{2t})'$ è un vettore (2×1) di disturbi strutturali.

Il modello (4) ha, quindi, innovazioni ortonormali. Il ponte tra forma strutturale e la ridotta è costituito dalla matrice $B(0)$. Si osservi che $B(0)$ soddisfa la condizione $B(0)B(0)' = \Omega_\varepsilon$.

Questa condizione impone, in generale, $n(n+1)/2$ restrizioni stante la simmetria della matrice di covarianza. Nel caso di un modello bivariato per conseguire esatta identificazione occorre, allora, una ulteriore restrizione. In Sims (1980) si assume che $B(0)$ sia una matrice triangolare bassa, ovvero si restringe a zero l'effetto contemporaneo di η_{2t} su x_{1t} . In un lavoro più recente, Blanchard e Quah (1989) propongono invece una restrizione ad orizzonte infinito: solo uno dei due shock strutturali esercita effetti permanenti sul livello delle variabili, laddove il secondo ha effetti che si annullano nel lungo periodo. Ciò equivale ad imporre un vincolo sulla matrice dei moltiplicatori di lungo periodo. King-Plosser-Stock e Watson (1991) hanno esteso il modello al caso di variabili cointegrate. In effetti, la presenza di cointegrazione in un modello a due variabili implica che ci sia un solo shock a carattere permanente. Essendo $B(1)$ singolare ed assumendo che lo shock transitorio sia associato a η_{2t} si ha che la seconda colonna della matrice $B(1)$ è tale che $b_{12}(1) = b_{22}(1) = 0$. In questo modello trend e ciclo sono ortogonali ed il trend è interpretato come la risposta dinamica ad uno shock di natura permanente.

Una importante caratteristica consiste nel fatto che la dinamica del trend non è vincolata. In questo senso, quindi, si tratta di un modello più generale rispetto a scomposizioni che conseguono la identificazione delle componenti restringendo la dinamica del trend ad un processo random walk. Tuttavia, il prezzo pagato consiste nella ipotesi di ortogonalità delle componenti. Occorre osservare come non sempre la teoria economica fornisca motivazioni adeguate alle imposizioni di ortogonalità. Inoltre, in tal modo potrebbero essere trascurati eventuali comovimenti tra trend e ciclo alle frequenze tipiche del ciclo economico.

3. Identificazione di trend direttamente osservabili in sistemi cointegrati

Siamo ora in condizione di poter dimostrare il risultato seguente:

Proposizione 1. Sia $x_t = (x_{1t}, x_{2t})'$. Siano soddisfatte le ipotesi A1, A2 e A3. Allora, la variabile x_{1t} rappresenta la componente permanente di x_{2t} .

Prova. Occorre dimostrare che data la equazione:

$$x_{2t} = x_{1t} + C_t \quad (5)$$

la coppia (x_{1t}, C_t) è una scomposizione P-T per la variabile x_{2t} .

(1) Si osservi che x_{1t} è una variabile $I(1)$, laddove $C_t = x_{2t} - x_{1t}$ è, data la ipotesi A1, stazionaria in covarianza.

(2) La varianza di entrambe le componenti è strettamente positiva.

(3) Poichè $\alpha'_{\perp} = (1, 0)$ consegue che il peso dell'aggiustamento alla posizione di lungo periodo ricade interamente su x_{2t} . Ciò implica che in assenza di variazioni in x_{1t} non può aversi cambiamento permanente in x_{2t} . Il termine residuale C_t individua, quindi, il ciclo per la variabile x_{2t} ed, inoltre, shocks che colpiscono C_t hanno effetti meramente transitori su x_{2t} .

Quest'ultimo punto può essere sviluppato più formalmente procedendo nella maniera seguente. Si scriva il modello (2) nella rappresentazione triangolare con la variabile x_{1t} collocata prima nell'ordinamento causale (il vettore di costanti è omissso per semplicità di notazione):

$$\Delta x_t = D(L)\eta_t \quad (6)$$

dove: (i) $D(L) = C(L)D(0)$; (ii) $\eta_t = D(0)^{-1}\varepsilon_t$; (iii) $E(\eta_t\eta_t') = I$; (iv) $D(0)$ è una matrice triangolare bassa (Cholesky factor) tale che $D(0)D(0)' = \Omega_{\varepsilon}$;

L'ipotesi A3 implica che la seconda colonna della matrice $C(1)$ contenga elementi nulli.

Poichè $D(1) = C(1)D(0)$ ed essendo $D(0)$ triangolare bassa, segue che la seconda colonna di $D(1)$ è tale che $d_{12}(1) = d_{22}(1) = 0$. In altri termini, uno shock ad x_{2t} , mantenendo

costante x_{1t} , ha effetti transitori sul livello di entrambe le variabili². Si costruisca ora la matrice $T = (\alpha_{\perp}, \beta)'$, ovvero una matrice che ha la prima riga formata dal vettore dei pesi e la seconda dal vettore di cointegrazione, e si premoltiplichino ambo i membri della (6) per T . Otteniamo:

$$\Delta z_t = E(L)\eta_t \quad (7)$$

dove $T\Delta x_t = \Delta z_t$ e $TD(L) = E(L)$. Si osservi che $\Delta z_t = (\Delta x_{1t}, \Delta x_{1t} - \Delta x_{2t})'$. In sostanza, occorre mostrare che shocks alla seconda componente del vettore non hanno effetti di lungo periodo sui livelli di entrambe le variabili incluse in Δz_t . Sono facilmente verificabili i seguenti risultati: $e_{12}(L) = d_{12}(L)$; $e_{22}(L) = d_{12}(L) - d_{22}(L)$. Da cui segue: $e_{12}(1) = e_{22}(1) = 0$.

Q.E.D

La conclusione è che la (5) rappresenta una scomposizione in componenti permanente e transitoria per x_{2t} ed, inoltre, i movimenti di lungo periodo della serie, i.e. la variabilità alla frequenza zero, è interamente spiegata dalla variabile x_{1t} .

2. Vale la pena di osservare che laddove valgono congiuntamente la A1 e la A3 si ha un risultato di equivalenza tra restrizioni contemporanee e restrizioni ad orizzonte infinito. In altri termini, il procedimento tradizionale di ortogonalizzazione alla Sims (1980) genera i medesimi risultati del procedimento alla Blanchard e Quah (1989). Questo punto è sviluppato in Ribba (1996)

4. Una applicazione a dati italiani

Le variabili considerate sono il logaritmo del prodotto interno lordo (Lgdp) e del consumo totale al netto del consumo di beni durevoli (Lcnd). Si utilizzano dati Istat relativi al periodo 1970-1990. Si tratta di serie trimestrali destagionalizzate e valutate a prezzi costanti 1985.

I test di radice unitaria non respingono la ipotesi che le serie siano processi stazionari in differenza prima. I test sono Augmented Dickey-Fuller inclusivi di un trend deterministico (tabella 1). Il secondo passo consiste nella indagine relativa alla eventuale presenza di movimenti comuni di lungo periodo. A tal fine si è utilizzata la metodologia proposta da Johansen (1988; 1991). Questa consiste nella stima di massima verosimiglianza di un sistema caratterizzato dalla presenza di relazioni di cointegrazione. L'ipotesi mantenuta è che x_t segua un VAR(p) nei livelli. Il VAR viene scritto nella forma seguente:

$$\Gamma(L)\Delta x_t = \rho - A(1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

dove $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_t$ sono IIN(0, Ω), mentre $x' = (Lcnd, Lgdp)$ e

$$A(1) = \alpha\beta' \quad (9)$$

In presenza di cointegrazione il rango di $A(1)$ è 1 e la matrice può essere scomposta nel prodotto $\alpha\beta'$ con α e β entrambi vettori (2x1). Data l'ipotesi di disturbi Gaussiani, la strategia consiste nello scegliere ($\Omega, \Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{p-1}, \rho, A(1)$) in modo da massimizzare la funzione di verosimiglianza soggetta al vincolo (9). La distribuzione asintotica del test relativo al numero di vettori di cointegrazione è non standard, laddove test relativi al vettore di cointegrazione, ovvero al vettore dei pesi, sono in genere χ^2 . Tuttavia, prima di procedere con i test occorre risolvere due problemi preliminari: 1) selezionare la struttura

di ritardi del VAR che in linea di principio è ignota; 2) ottenere un modello che non contraddica l'ipotesi di Gaussianità degli errori.

Per quanto concerne il primo punto si è seguita la strategia suggerita in Sims (1980) ed in Sims-Stock-Watson (1990) la quale consiste nel confrontare due modelli con diversa struttura di ritardi. La ipotesi nulla di equivalenza dei due modelli è verificata mediante un test del rapporto di verosimiglianza. In altri termini, la ipotesi nulla è che la differenza:

$$(T-c)(\log \det\Omega_r - \log \det\Omega_u)$$

non sia significativamente diversa da zero. Ω_r ed Ω_u sono, rispettivamente, la matrice di covarianza ristretta e non ristretta, mentre c rappresenta una correzione per piccoli campioni ed è uguale al numero di variabili in ciascuna equazione non ristretta del sistema. L'equivalenza tra i due modelli indurrebbe, ovviamente, la selezione del modello parsimonioso. Un VAR con 4 ritardi (nei livelli) risulta equivalente ad una VAR(5) e ad un VAR(6). In verità, l'equivalenza sarebbe soddisfatta anche da un VAR(3) ma, in questo caso, sorgerebbero problemi di corretta specificazione. In conclusione, il modello selezionato è un VAR(4), punto di equilibrio tra principio di parametrizzazione parsimoniosa e necessità che la ipotesi di sfericità degli errori non sia respinta dai dati (cfr. tabella 2).

tabella 1. test di radice unitaria

Variabile	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	ADF(4)
Lgdp	-2.95	-2.77	-2.42	-2.37
Δlgdp	-4.66	-5.12	-4.83	-4.95
Lcnd	-1.99	-1.96	-2.17	-2.21
Δlcnd	-4.55	-4.24	-3.49	-4.67

il valore critico al livello di significatività del 95% è -3,45

tabella 2. selezione del VAR e test diagnostici relativi al VAR(4)

VAR(4) contro VAR(5)	$\chi^2(4) = .695$	
VAR(4) contro VAR(6)	$\chi^2(8) = 14.98$	
Equazione	Lcnd_t	Lgdp_t
Normalità (test di Bera-Jarque)	$\chi^2(2) = .69$	$\chi^2(2) = 3.31$
Assenza di Autocorrelazione (test Q di Ljung e Box)	$\chi^2(24) = 33.97$	$\chi^2(24) = 17.88$
Assenza di Autocorrelazione (test di Godfrey, versione F)	$F(4,67) = 2.09$	$F(4,67) = .3804$

Le ipotesi che si intendono testare in relazione al modello (8) riguardano la esistenza di una relazione di cointegrazione tra consumo e prodotto combinata con restrizioni lineari, tanto sul vettore di cointegrazione, che sul vettore dei pesi. In sostanza, vogliamo verificare la presenza di una stabile relazione di lungo periodo tra consumo e prodotto ed, inoltre, che il vettore α'_{\perp} abbia struttura (1 , 0).

Possiamo classificare le varie ipotesi nella maniera seguente:

$$H_1: A(1) = \alpha\beta'$$

$$H_2: \beta = H\phi$$

$$H_3: \alpha = A\psi$$

$$H_4: \beta = H\phi \text{ e } \alpha = A\psi$$

In generale, A ed H sono matrici note che definiscono le restrizioni lineari relative ai vettori di parametri α e β (cfr. Johansen e Juselius, 1990). In tutti e quattro i casi si tratta di test del rapporto di verosimiglianza.

I risultati dei test mostrano che l'ipotesi di una relazione lineare di equilibrio tra consumo

tabella 3. test di cointegrazione (test sul rango della matrice A(1))

Autovalori	H_0	H_1	λ_{max}	95%	Traccia	95%
$\lambda_1 = .2304$	$r = 0$	$r = 1$	20.95	14.07	24.15	15.40
$\lambda_2 = .0393$	$r \leq 1$	$r = 2$	3.21	3.76	3.21	3.76

tabella 4. Dinamica di breve periodo

Variabili a destra	Variabili a sinistra			
	$\Delta Lcnd_t$		$\Delta Lgdp_t$	
$\Delta Lcnd_{t-1}$.550	(4.70)	.457	(1.83)
$\Delta Lcnd_{t-2}$.015	(.115)	.411	(1.45)
$\Delta Lcnd_{t-3}$	-.097	(-.83)	.224	(.90)
$\Delta Lgdp_{t-1}$.131	(2.69)	.435	(4.18)
$\Delta Lgdp_{t-2}$	-.033	(-.59)	.058	(.490)
$\Delta Lgdp_{t-3}$	-.108	(-2.02)	-.157	(-1.37)
$(Lcnd-Lgdp)_{t-1}$	-.057	(-1.61)	.296	(3.85)
Costante	-.014	(-1.29)	.093	(3.79)
R^2	.473		.521	

In parentesi sono indicate le statistiche t.

ed output non è respinta dai dati. Inoltre, l'ipotesi nulla che il vettore di cointegrazione abbia forma $(1, -1)'$ è largamente accettata. La dinamica di breve periodo vincolata a questa restrizione è presentata in tabella 4.

Il coefficiente autoregressivo di ritardo 1 nella equazione della differenza prima del consumo è ampio e largamente significativo. Ugualmente significativi, seppur piccoli, sono i coefficienti di $\Delta Lgdp$ di ritardo 1 e 3. Quindi, si riscontra Granger causazione dal prodotto al consumo e, tuttavia, tale relazione causale non sussiste alla frequenza zero³. Si osservi come il vettore di cointegrazione compaia con coefficiente non significativamente diverso da zero nella equazione relativa a $\Delta Lcnd$, fattore cruciale nel consentire l'isolamento di una scomposizione P-T per il prodotto aggregato. I risultati completi dei test relativi a restrizioni lineari su α e β sono mostrati nella seguente tabella:

Tabella 5. restrizioni lineari su α e β

$\beta = (1 \quad -.99432)$	$H_1: \beta = (1 \quad -1)'$	$\chi^2(1) = .119$
$\alpha = (-.06 \quad -.286)$	$H_2: \alpha = (1 \quad 0)'\phi$	$\chi^2(1) = 3.11$
test relativo alla restrizione congiunta su α e β : $\chi^2(2) = 3.22$		

3. La nozione di causalità di Granger alle diverse frequenze è sviluppata in un recente articolo di Granger e Lin (1995). In particolare, nel caso l'ipotesi A3 non sia respinta dai dati, se ne inferisce che il prodotto non causa ad orizzonte infinito, i.e. alla frequenza zero, il consumo.

5. Trend e ciclo del prodotto aggregato italiano: 1970-1990

Modelli bivariati consumo-prodotto sono stati largamente utilizzati in letteratura. Per quanto concerne gli Stati Uniti, alcuni esempi sono costituiti dai lavori di Blanchard (1993), Cochrane (1994,a), Lippi-Reichlin (1994,b). Sebbene i procedimenti di identificazione differiscano nei tre lavori, tuttavia, i risultati hanno sempre evidenziato una ampia componente transitoria dell'output in differenze. Per quanto riguarda l'Italia, una serie di modelli multivariati è stata stimata in Onofri et al. (1992). Le scomposizioni, basate sull'approccio Blanchard-Quah, mostrano un peso preponderante della componente permanente. I risultati ottenuti nel presente lavoro rivelano, invece, una larga dominanza della componente ciclica del prodotto aggregato italiano⁴. Questa spiega, infatti, il 78% della variabilità della differenza prima dell'output.

In coerenza con la proposizione 1 e con i risultati dei test condotti sul modello (8), la scomposizione P-T individuata è la seguente:

$$Lgdp_t = T_t + C_t \quad (10)$$

$$T_t = Lcnd_t$$

$$C_t = Lgdp_t - Lcnd_t$$

I grafici 1 e 2 riportano, rispettivamente, il logaritmo del GDP ed il suo trend, e la componente ciclica dell'output aggregato. E' importante osservare come il ciclo sia una variabile centrata sullo zero. In generale, però, la stima non ristretta del vettore di cointegrazione genera un errore di disequilibrio con media non nulla. Di conseguenza, tale grandezza è sottratta da C_t ed è attribuita al trend stocastico. In altri termini, da C_t è

4. Si deve sottolineare come i risultati attinenti l'importanza relativa delle componenti siano piuttosto sensibili alla scelta delle variabili, al periodo di riferimento ed alla struttura di ritardi selezionata. Si dovrebbe ovviamente aggiungere alla lista la specificazione dinamica adottata per il trend stocastico. Infine, i dati utilizzati in Onofri et al. (1992) sono a prezzi costanti 1980.

sottratta la media marginale della variabile⁵ $\log(Lgdp_t/Lcnd_t)$. Per quanto attiene al peso relativo delle componenti i risultati ottenuti sono mostrati in tabella 6.

tabella 6. Peso delle componenti in relazione alla varianza del Gdp

$$\text{Var}(\Delta T_t) / \text{Var}(\Delta Lgdp_t) = .211$$

$$\text{Var}(\Delta C_t) / \text{Var}(\Delta Lgdp_t) = .777$$

$$\text{Cov}(\Delta T_t, \Delta C_t) = 0$$

Il modello appare coerente con le conoscenze fattuali dell'economia italiana negli anni 70. In particolare, viene colta la forte contrazione dell'attività economica nel 1975 ed il minimo ciclico registrato nel 1977. I risultati appaiono più ambigui negli anni 80. Il prodotto aggregato segue, infatti, un sentiero di crescita che lo colloca sistematicamente al di sotto della sua componente di trend.

5. La teoria del Reddito Permanente, nella versione con agente rappresentativo, prevede che: (i) il consumo segua un random walk; (ii) rappresenti il trend del reddito totale. Quindi, consumo e reddito sono cointegrati con vettore (1, -1)' ed, inoltre, il reddito non causa alla frequenza zero il consumo. Un recente lavoro di Forni e Lippi (1994) mostra che l'introduzione di eterogeneità tra gli agenti può generare processi stocastici più generali per il consumo aggregato. Di conseguenza, l'ECM ha forma più generale, i.e. il consumo dipende dai valori ritardati di consumo e reddito. Nell'ottica di questo lavoro, i risultati di Forni-Lippi forniscono una possibile spiegazione teorica del fatto che non sia necessario restringere la forma dinamica del consumo ad un random walk, affinché questa variabile sia interpretabile come la componente permanente del prodotto. Si osservi, infine, che una specificazione logaritmica del modello è stata suggerita in Campbell-Deaton (1989).

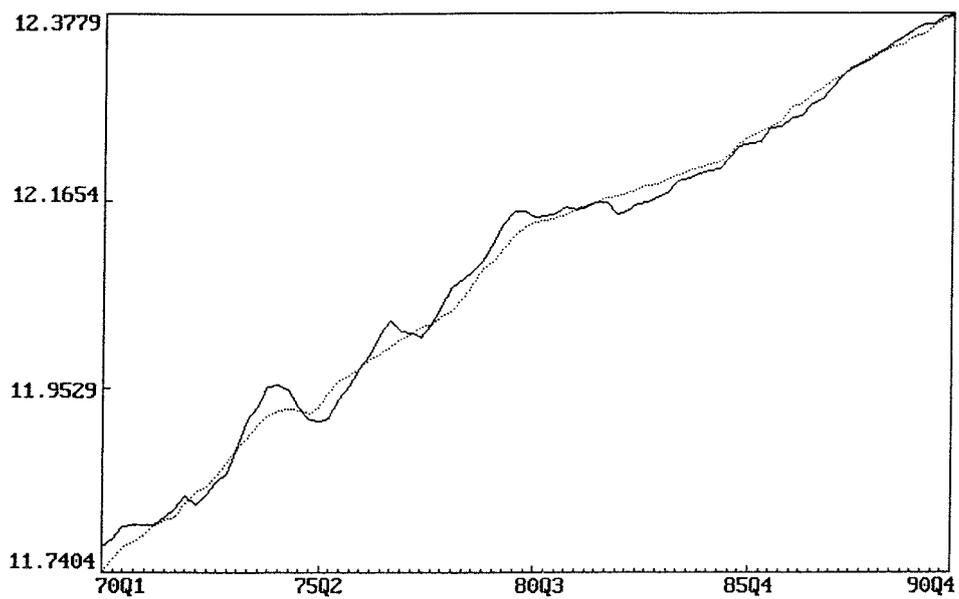


figura 1. Prodotto aggregato (linea continua) e sua componente permanente (linea tratteggiata)

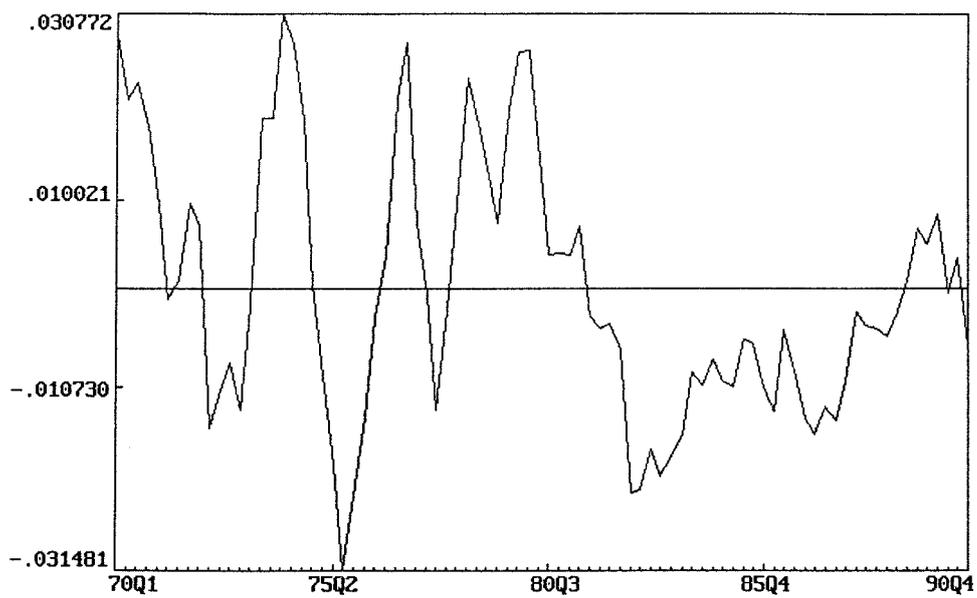


figura 2. Componente ciclica del prodotto aggregato

6. Conclusioni

Il risultato principale mostrato in questo lavoro concerne la possibilità che il vincolo di cointegrazione, in un modello bivariato, faccia emergere una componente di trend direttamente osservabile. In sostanza, dato $x_t = (x_{1t}, x_{2t})'$ laddove shocks ad x_{2t} non abbiano effetti permanenti sul livello di entrambe le variabili ed, inoltre, il vettore di cointegrazione abbia forma $(1, -1)'$, si ha che x_{1t} è identificabile quale componente permanente di x_{2t} . Ciò significa che i movimenti comuni tra le due variabili alla frequenza zero sono interamente spiegati dal comune trend stocastico x_{1t} .

Si è anche effettuata una applicazione empirica a dati italiani relativi al periodo 1970-1990. Utilizzando un VAR bivariato consumo-prodotto, si sono isolate le componenti permanente e transitoria del prodotto aggregato. La variabilità del tasso di crescita dell'output è in larga misura spiegata dalle variazioni transitorie. Inoltre, i risultati delle stime hanno mostrato come il trend non sia riconducibile ad un processo random walk. In altri termini, se non vincoliamo la forma dinamica della componente permanente ed, inoltre, adottiamo un approccio più strutturale si ottiene per il trend un processo stocastico generalizzato.

Per quanto concerne l'importanza relativa delle componenti, i risultati ottenuti appaiono in linea con le conclusioni raggiunte su dati statunitensi. Tuttavia, si è sottolineato come tali conclusioni contrastino con altre ricerche italiane sull'argomento che invece trovano un peso preponderante della componente permanente (cfr. Onofri et al. 1992).

Tali differenze sono prevalentemente da attribuirsi alle differenti strategie di identificazione adottate.

Riferimenti bibliografici

- Beveridge S. - Nelson C.R. (1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the "Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, n.7, pp.151-174.
- Blanchard O.J. (1993), "Consumption and the Recession of 1990-1991", *American Economic Review*, n.83, pp. 270-274.
- Blanchard O.J. - Quah D. (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, n.79, pp. 665-673.
- Campbell J.Y. - Deaton A. (1989), "Why Is Consumption so Smooth?", *Review of Economic Studies*, n. 56, pp. 357-373.
- Cochrane J.H. (1994,a), "Permanent and Transitory Components of Gnp and Stock Prices", *Quarterly Journal of Economics*, n.109, pp. 241-265.
- Cochrane J.H. (1994,b), "Shocks", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n.55, pp. 295-364.
- Engle R.F. - Granger C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing", *Econometrica*, n.55, pp. 251-276.
- Evans G. W. (1989), "Output and Unemployment Dynamics in the United States: 1950-1985", *Journal of Applied Econometrics*, n.4, pp. 213-237.
- Forni M. - Lippi M. (1994), "Permanent Income, Heterogeneity and the Error Correction Mechanism", *Materiali di Discussione* n.118, Università di Modena.
- Gonzalo J. - Granger C.W.J. (1995), "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.13, n.1, pp. 27-35.
- Granger C.W.J. - Lin J. (1995), "Causality in the Long Run", *Econometric Theory*, n.11, pp. 530-536.
- Johansen S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, n.12, pp. 231-254.
- Johansen S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, n.59, pp. 1551-1580.
- Johansen S. - Juselius K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.52, pp. 169-210.

- King R.G. - Plosser C.I. - Stock J.H. - Watson M.W. (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, n.81, pp. 819-839.
- Lippi M. - Reichlin L. (1993), "The Dynamic Effects of Aggregate and Supply Disturbances: Comment", *American Economic Review*, n.83, pp. 644-652.
- Lippi M. - Reichlin L. (1994,a), "Diffusion of Technical Change and the Decomposition of Output into Trend and Cycles", *Review of Economic Studies*, n.61, pp.19-30.
- Lippi M. - Reichlin L. (1994,b), "Common and Uncommon Trend and Cycles", *European Economic Review*, n.38, pp. 624-635.
- Nelson C.R. - Plosser C.I. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, n. 10, pp. 139-162.
- Onofri P. - Paruolo P. - Salituro B. (1992), "Sulle Fonti delle Fluttuazioni dell'Economia Italiana: Una Analisi con Sistemi VAR Strutturali", *Rivista di Politica Economica*, n. 8-9, pp. 33-66.
- Pistoresi B. (1994), "Using a VECM to Characterise the Relative Importance of Permanent and Transitory Components", *Materiali di Discussione*, n.101, Università di Modena.
- Quah D. (1992), "The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds", *Econometrica*, n.60, pp. 107-118.
- Ribba A. (1996), "A Note on the Equivalence of Long-Run and Short-Run Identifying Restrictions in Cointegrated Systems", *mimeo Università di Modena*.
- Sims C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, n.48, pp.1-48.
- Sims C. A. - Stock J.H. - Watson M.W. (1990), "Inference in Linear Time Series With Some Unit Roots", *Econometrica*, n.58, pp.113-144.
- Vahid F. - Engle R.F. (1993), "Common Trend and Common Cycles", *Journal of Applied Econometrics*, n.8, pp. 341-360.

1. Maria Cristina Marcuzzo [1985] "Yoan Violet Robinson (1903-1983)", pp. 134
2. Sergio Lugaresi [1986] "Le imposte nelle teorie del sovrappiù", pp. 26
3. Massimo D'Angelillo e Leonardo Paggi [1986] "PCI e socialdemocrazie europee. Quale riformismo?", pp. 158
4. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1986] "Un suggerimento hobsoniano su terziario ed occupazione: il caso degli Stati Uniti 1960/1983", pp. 52
5. Paolo Bosi e Paolo Silvestri [1986] "La distribuzione per aree disciplinari dei fondi destinati ai Dipartimenti, Istituti e Centri dell'Università di Modena: una proposta di riforma", pp. 25
6. Marco Lippi [1986] "Aggregations and Dynamic in One-Equation Econometric Models", pp. 64
7. Paolo Silvestri [1986] "Le tasse scolastiche e universitarie nella Legge Finanziaria 1986", pp. 41
8. Mario Forni [1986] "Storie familiari e storie di proprietà. Itinerari sociali nell'agricoltura italiana del dopoguerra", pp. 165
9. Sergio Paba [1986] "Gruppi strategici e concentrazione nell'industria europea degli elettrodomestici bianchi", pp. 36
10. Nerio Naldi [1986] "L'efficienza marginale del capitale nel breve periodo", pp. 54
11. Fernando Vianello [1986] "Labour Theory of Value", pp. 31
12. Piero Ganugi [1986] "Risparmio forzato e politica monetaria negli economisti italiani tra le due guerre", pp. 40
13. Maria Cristina Marcuzzo e Annalisa Rosselli [1986] "The Theory of the Gold Standard and Ricardo's Standard Comodity", pp. 30
14. Giovanni Solinas [1986] "Mercati del lavoro locali e carriere di lavoro giovanili", pp. 66
15. Giovanni Bonifati [1986] "Saggio dell'interesse e domanda effettiva. Osservazioni sul cap. 17 della General Theory", pp. 42
16. Marina Murat [1986] "Betwin old and new classical macroeconomics: notes on Lejonhufvud's notion of full information equilibrium", pp. 20
17. Sebastiano Brusco e Giovanni Solinas [1986] "Mobilità occupazionale e disoccupazione in Emilia Romagna", pp. 48
18. Mario Forni [1986] "Aggregazione ed esogeneità", pp. 13
19. Sergio Lugaresi [1987] "Redistribuzione del reddito, consumi e occupazione", pp. 17
20. Fiorenzo Sperotto [1987] "L'immagine neopopulista di mercato debole nel primo dibattito sovietico sulla pianificazione", pp. 34
21. M. Cecilia Guerra [1987] "Benefici tributari nel regime misto per i dividendi proposto dalla commissione Sarcinelli: una nota critica", pp. 9
22. Leonardo Paggi [1987] "Contemporary Europe and Modern America: Theories of Modernity in Comparative Perspective", pp. 38
23. Fernando Vianello [1987] "A Critique of Professor Goodwin's 'Critique of Sraffa'", pp. 12
24. Fernando Vianello [1987] "Effective Demand and the Rate of Profits. Some Thoughts on Marx, Kalecki and Sraffa", pp. 41
25. Anna Maria Sala [1987] "Banche e territorio. Approccio ad un tema geografico-economico", pp. 40
26. Enzo Mingione e Giovanni Mottura [1987] "Fattori di trasformazione e nuovi profili sociali nell'agricoltura italiana: qualche elemento di discussione", pp. 36
27. Giovanna Procacci [1988] "The State and Social Control in Italy During the First World War", pp. 18
28. Massimo Matteuzzi e Annamaria Simonazzi [1988] "Il debito pubblico", pp. 62
29. Maria Cristina Marcuzzo (a cura di) [1988] "Richard F. Kahn. A discipline of Keynes", pp. 118
30. Paolo Bosi [1988] "MICROMOD. Un modello dell'economia italiana per la didattica della politica fiscale", pp. 34
31. Paolo Bosi [1988] "Indicatori della politica fiscale. Una rassegna e un confronto con l'aiuto di MICROMOD", pp. 25
32. Giovanna Procacci [1988] "Protesta popolare e agitazioni operaie in Italia 1915-1918", pp. 45
33. Margherita Russo [1988] "Distretto Industriale e servizi. Uno studio dei trasporti nella produzione e nella vendita delle piastrelle", pp. 157
34. Margherita Russo [1988] "The effect of technical change on skill requirements: an empirical analysis", pp. 28
35. Carlo Grillenzoni [1988] "Identification, estimations of multivariate transfer functions", pp. 33
36. Nerio Naldi [1988] "Keynes' concept of capital", pp. 40
37. Andrea Ginzburg [1988] "locomotiva Italia?", pp. 30
38. Giovanni Mottura [1988] "La 'persistenza' secolare. Appunti su agricoltura contadina ed agricoltura familiare nelle società industriali", pp. 40
39. Giovanni Mottura [1988] "L'anticamera dell'esodo. I contadini italiani della 'restaurazione contrattuale' fascista alla riforma fondiaria", pp. 40
40. Leonardo Paggi [1988] "Americanismo e riformismo. La socialdemocrazia europea nell'economia mondiale aperta", pp. 120
41. Annamaria Simonazzi [1988] "Fenomeni di isteresi nella spiegazione degli alti tassi di interesse reale", pp. 44
42. Antonietta Bassetti [1989] "Analisi dell'andamento e della casualità della borsa valori", pp. 12
43. Giovanna Procacci [1989] "State coercion and worker solidarity in Italy (1915-1918): the moral and political content of social unrest", pp. 41
44. Carlo Alberto Magni [1989] "Reputazione e credibilità di una minaccia in un gioco bargaining", pp. 56
45. Giovanni Mottura [1989] "Agricoltura familiare e sistema agroalimentare in Italia", pp. 84
46. Mario Forni [1989] "Trend, Cycle and 'Fortuitous cancellation': a Note on a Paper by Nelson and Plosser", pp. 4
47. Paolo Bosi, Roberto Golinelli, Anna Stagni [1989] "Le origini del debito pubblico e il costo della stabilizzazione", pp. 26
48. Roberto Golinelli [1989] "Note sulla struttura e sull'impiego dei modelli macroeconomici", pp. 21
49. Marco Lippi [1989] "A Short Note on Cointegration and Aggregation", pp. 11
50. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1989] "The Linkage between Tertiary and Industrial Sector in the Italian Economy: 1951-1988. From an External Dependence to an International One", pp. 40
51. Gabriele Pastrello [1989] "Francois quesnay: dal Tableau Zig-zag al Tableau Formule: una ricostruzione", pp. 48
52. Paolo Silvestri [1989] "Il bilancio dello stato", pp. 34
53. Tim Mason [1990] "Tre seminari di storia sociale contemporanea", pp. 26
54. Michele Lalla [1990] "The Aggregate Escape Rate Analysed through the Queuing Model", pp. 23
55. Paolo Silvestri [1990] "Sull'autonomia finanziaria dell'università", pp. 11
56. Paola Bertolini, Enrico Giovannetti [1990] "Uno studio di 'filiera' nell'agroindustria. Il caso del Parmigiano Reggiano", pp. 164
57. Paolo Bosi, Roberto Golinelli, Anna Stagni [1990] "Effetti macroeconomici, settoriali e distributivi dell'armonizzazione dell'IVA", pp. 24
58. Michele Lalla [1990] "Modelling Employment Spells from Emilia Labour Force Data", pp. 18

59. Andrea Ginzburg [1990] "Politica Nazionale e commercio internazionale", pp. 22
60. Andrea Giommi [1990] "La probabilità individuale di risposta nel trattamento dei dati mancanti", pp. 13
61. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1990] "The service sector in planned economies. Past experiences and future prospectives", pp. 32
62. Giovanni Solinas [1990] "Competenze, grandi industrie e distretti industriali. Il caso Magneti Marelli", pp. 23
63. Andrea Ginzburg [1990] "Debito pubblico, teorie monetarie e tradizione civica nell'Inghilterra del Settecento", pp. 30
64. Mario Forni [1990] "Incertezza, informazione e mercati assicurativi: una rassegna", pp. 37
65. Mario Forni [1990] "Misspecification in Dynamic Models", pp. 19
66. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1990] "Service Sector Growth in CPE's: An Unsolved Dilemma", pp. 28
67. Paola Bertolini [1990] "La situazione agro-alimentare nei paesi ad economia avanzata", pp. 20
68. Paola Bertolini [1990] "Sistema agro-alimentare in Emilia Romagna ed occupazione", pp. 65
69. Enrico Giovannetti [1990] "Efficienza ed innovazione: il modello "fondi e flussi" applicato ad una filiera agro-industriale", pp. 38
70. Margherita Russo [1990] "Cambiamento tecnico e distretto industriale: una verifica empirica", pp. 115
71. Margherita Russo [1990] "Distretti industriali in teoria e in pratica: una raccolta di saggi", pp. 119
72. Paolo Silvestri [1990] "La Legge Finanziaria. Voce dell'enciclopedia Europea Garzanti", pp. 8
73. Rita Paltrinieri [1990] "La popolazione italiana: problemi di oggi e di domani", pp. 57
74. Enrico Giovannetti [1990] "Illusioni ottiche negli andamenti delle Grandezze distributive: la scala mobile e l'appiattimento delle retribuzioni in una ricerca", pp. 120
75. Enrico Giovannetti [1990] "Crisi e mercato del lavoro in un distretto industriale: il bacino delle ceramiche. Sez. I", pp. 150
76. Enrico Giovannetti [1990] "Crisi e mercato del lavoro in un distretto industriale: il bacino delle ceramiche. Sez. II", pp. 145
78. Antonietta Bassetti e Costanza Torricelli [1990] "Una riqualificazione dell'approccio bargaining alla selezioni di portafoglio", pp. 4
77. Antonietta Bassetti e Costanza Torricelli [1990] "Il portafoglio ottimo come soluzione di un gioco bargaining", pp. 15
79. Mario Forni [1990] "Una nota sull'errore di aggregazione", pp. 6
80. Francesca Bergamini [1991] "Alcune considerazioni sulle soluzioni di un gioco bargaining", pp. 21
81. Michele Grillo e Michele Polo [1991] "Political Exchange and the allocation of surplus: a Model of Two-party competition", pp. 34
82. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1991] "The 1990 Polish Recession: a Case of Truncated Multiplier Process", pp. 26
83. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1991] "Polish firms: Private Vices Public Virtues", pp. 20
84. Sebastiano Brusco e Sergio Paba [1991] "Connessioni, competenze e capacità concorrenziali nell'industria della Sardegna", pp. 25
85. Claudio Grimaldi, Rony Hamoui, Nicola Rossi [1991] "Non Marketable assets and households' Portfolio Choice: a Case of Study of Italy", pp. 38
86. Giulio Righi, Massimo Baldini, Alessandra Brambilla [1991] "Le misure degli effetti redistributivi delle imposte indirette: confronto tra modelli alternativi", pp. 47
87. Roberto Fanfani, Luca Lanini [1991] "Innovazione e servizi nello sviluppo della meccanizzazione agricola in Italia", pp. 35
88. Antonella Caiumi e Roberto Golinelli [1992] "Stima e applicazioni di un sistema di domanda Almost Ideal per l'economia italiana", pp. 34
89. Maria Cristina Marcuzzo [1992] "La relazione salari-occupazione tra rigidità reali e rigidità nominali", pp. 30
90. Mario Biagioli [1992] "Employee financial participation in enterprise results in Italy", pp. 50
91. Mario Biagioli [1992] "Wage structure, relative prices and international competitiveness", pp. 50
92. Paolo Silvestri e Giovanni Solinas [1993] "Abbandoni, esiti e carriera scolastica. Uno studio sugli studenti iscritti alla Facoltà di Economia e Commercio dell'Università di Modena nell'anno accademico 1990/1991", pp. 30
93. Gian Paolo Caselli e Luca Martinelli [1993] "Italian GPN growth 1890-1992: a unit root or segmented trend representation?", pp. 30
94. Angela Politi [1993] "La rivoluzione fraintesa. I partigiani emiliani tra liberazione e guerra fredda, 1945-1955", pp. 55
95. Alberto Rinaldi [1993] "Lo sviluppo dell'industria metalmeccanica in provincia di Modena: 1945-1990", pp. 70
96. Paolo Emilio Mistrulli [1993] "Debito pubblico, intermediari finanziari e tassi d'interesse: il caso italiano", pp. 30
97. Barbara Pistoresi [1993] "Modelling disaggregate and aggregate labour demand equations. Cointegration analysis of a labour demand function for the Main Sectors of the Italian Economy: 1950-1990", pp. 45
98. Giovanni Bonifati [1993] "Progresso tecnico e accumulazione di conoscenza nella teoria neoclassica della crescita endogena. Una analisi critica del modello di Romer", pp. 50
99. Marcello D'Amato e Barbara Pistoresi [1994] "The relationship(s) among Wages, Prices, Unemployment and Productivity in Italy", pp. 30
100. Mario Forni [1994] "Consumption Volatility and Income Persistence in the Permanent Income Model", pp. 30
101. Barbara Pistoresi [1994] "Using a VECM to characterise the relative importance of permanent and transitory components", pp. 28
102. Gian Paolo Caselli and Gabriele Pastrello [1994] "Polish recovery from the slump to an old dilemma", pp. 20
103. Sergio Paba [1994] "Imprese visibili, accesso al mercato e organizzazione della produzione", pp. 20
104. Giovanni Bonifati [1994] "Progresso tecnico, investimenti e capacità produttiva", pp. 30
105. Giuseppe Marotta [1994] "Credit view and trade credit: evidence from Italy", pp. 20
106. Margherita Russo [1994] "Unit of investigation for local economic development policies", pp. 25
107. Luigi Brighi [1995] "Monotonicity and the demand theory of the weak axioms", pp. 20
108. Mario Forni e Lucrezia Reichlin [1995] "Modelling the impact of technological change across sectors and over time in manufacturing", pp. 25
109. Marcello D'Amato and Barbara Pistoresi [1995] "Modelling wage growth dynamics in Italy: 1960-1990", pp. 38
110. Massimo Baldini [1995] "INDIMOD. Un modello di microsimulazione per lo studio delle imposte indirette", pp. 37
111. Paolo Bosi [1995] "Regionalismo fiscale e autonomia tributaria: l'emersione di un modello di consenso", pp. 38
112. Massimo Baldini [1995] "Aggregation Factors and Aggregation Bias in Consumer Demand", pp. 33
113. Costanza Torricelli [1995] "The information in the term structure of interest rates. Can stochastic models help in resolving the puzzle?" pp. 25
114. Margherita Russo [1995] "Industrial complex, pôle de développement, distretto industriale. Alcune questioni sulle unità di indagine nell'analisi dello sviluppo." pp. 45

115. Angelika Moryson [1995] "50 Jahre Deutschland. 1945 - 1995" pp. 21
116. Paolo Bosi [1995] "Un punto di vista macroeconomico sulle caratteristiche di lungo periodo del nuovo sistema pensionistico italiano." pp. 32
117. Gian Paolo Caselli e Salvatore Curatolo [1995] "Esistono relazioni stimabili fra dimensione ed efficienza delle istituzioni e crescita produttiva? Un esercizio nello spirito di D.C. North." pp. 11
118. Mario Forni e Marco Lippi [1995] "Permanent income, heterogeneity and the error correction mechanism." pp. 21
119. Barbara Pistoiesi [1995] "Co-movements and convergence in international output. A Dynamic Principal Components Analysis" pp. 14
120. Mario Forni e Lucrezia Reichlin [1995] "Dynamic common factors in large cross-section" pp. 17
121. Giuseppe Marotta [1995] "Il credito commerciale in Italia: una nota su alcuni aspetti strutturali e sulle implicazioni di politica monetaria" pp. 20
122. Giovanni Bonifati [1995] "Progresso tecnico, concorrenza e decisioni di investimento: una analisi delle determinanti di lungo periodo degli investimenti" pp. 25
123. Giovanni Bonifati [1995] "Cambiamento tecnico e crescita endogena: una valutazione critica delle ipotesi del modello di Romer" pp. 21
124. Barbara Pistoiesi e Marcello D'Amato [1995] "La riservatezza del banchiere centrale è un bene o un male? Effetti dell'informazione incompleta sul benessere in un modello di politica monetaria." pp. 32
125. Barbara Pistoiesi [1995] "Radici unitarie e persistenza: l'analisi univariata delle fluttuazioni economiche." pp. 33
126. Barbara Pistoiesi e Marcello D'Amato [1995] "Co-movements in European real outputs" pp. 20
127. Antonio Ribba [1996] "Ciclo economico, modello lineare-stocastico, forma dello spettro delle variabili macroeconomiche" pp. 31
128. Carlo Alberto Magni [1996] "Repeatable and una tantum real options a dynamic programming approach" pp. 23
129. Carlo Alberto Magni [1996] "Opzioni reali d'investimento e interazione competitiva: programmazione dinamica stocastica in optimal stopping" pp. 26
130. Carlo Alberto Magni [1996] "Vaghezza e logica fuzzy nella valutazione di un'opzione reale" pp. 20
131. Giuseppe Marotta [1996] "Does trade credit redistribution thwart monetary policy? Evidence from Italy" pp. 20
132. Mauro Dell'Amico e Marco Trubian [1996] "Almost-optimal solution of large weighted equicut problems" pp. 30
133. Carlo Alberto Magni [1996] "Un esempio di investimento industriale con interazione competitiva e avversione al rischio" pp. 20
134. Margherita Russo, Peter Börkey, Emilio Cubel, François Lévêque, Francisco Mas [1996] "Local sustainability and competitiveness: the case of the ceramic tile industry" pp. 66
135. Margherita Russo [1996] "Camionetto tecnico e relazioni tra imprese" pp. 190
136. David Avra Lane, Irene Poli, Michele Lalla, Alberto Roverato [1996] "Lezioni di probabilità e inferenza statistica" pp. 288
137. David Avra Lane, Irene Poli, Michele Lalla, Alberto Roverato [1996] "Lezioni di probabilità e inferenza statistica - Esercizi svolti -" pp. 302
138. Barbara Pistoiesi [1996] "Is an Aggregate Error Correction Model Representative of Disaggregate Behaviours? An example" pp. 24
139. Luisa Malaguti e Costanza Torricelli [1996] "Monetary policy and the term structure of interest rates", pp. 30
140. Mauro Dell'Amico, Martine Labbé, Francesco Maffioli [1996] "Exact solution of the SONET Ring Loading Problem", pp. 20
141. Mauro Dell'Amico, R.J.M. Vaessens [1996] "Flow and open shop scheduling on two machines with transportation times and machine-independent processing times in NP-hard, pp. 10
142. M. Dell'Amico, F. Maffioli, A. Seicomehen [1996] "A Lagrangean Heuristic for the Pirze Collecting Travelling Salesman Problem", pp. 14
143. Massimo Baldini [1996] "Inequality Decomposition by Income Source in Italy - 1987 - 1993", pp. 20
144. Graziella Bertocchi [1996] "Trade, Wages, and the Persistence of Underdevelopment" pp. 20
145. Graziella Bertocchi and Fabio Canova [1996] "Did Colonization matter for Growth? An Empirical Exploration into the Historical Causes of Africa's Underdevelopment" pp. 32
146. Paola Bertolini [1996] "La modernization de l'agriculture italienne et le cas de l'Emilie Romagne" pp. 20
147. Enrico Giovannetti [1996] "Organisation industrielle et développement local: le cas de l'agroindustrie in Emilie Romagne" pp. 18
148. Maria Elena Bontempi e Roberto Golinelli [1996] "Le determinanti del leverage delle imprese: una applicazione empirica ai settori industriali dell'economia italiana" pp. 31
149. Paola Bertolini [1996] "L'agriculture et la politique agricole italienne face aux recents scenarios", pp. 20
150. Enrico Giovannetti [1996] "Il grado di utilizzo della capacità produttiva come misura dei costi di transizione. Una rilettura di 'Nature of the Firm' di R. Coase", pp. 65
151. Enrico Giovannetti [1996] "Il I° ciclo del Diploma Universitario Economia e Amministrazione delle Imprese", pp. 25
152. Paola Bertolini, Enrico Giovannetti, Giulia Santacaterina [1996] "Il Settore del Verde Pubblico. Analisi della domanda e valutazione economica dei benefici", pp. 35
153. Giovanni Solinas [1996] "Sistemi produttivi del Centro-Nord e del Mezzogiorno. L'industria delle calzature", pp. 55
154. Tindara Addabbo [1996] "Married Women's Labour Supply in Italy in a Regional Perspective", pp. 85
155. Paolo Silvestri, Giuseppe Catalano, Cristina Bevilacqua [1996] "Le tasse universitarie e gli interventi per il diritto allo studio: la prima fase di applicazione di una nuova normativa" pp. 159
156. Sebastiano Brusco, Paolo Bertossi, Margherita Russo [1996] "L'industria dei rifiuti urbani in Italia", pp. 25
157. Paolo Silvestri, Giuseppe Catalano [1996] "Le risorse del sistema universitario italiano: finanziamento e governo" pp. 400
158. Carlo Alberto Magni [1996] "Un semplice modello di opzione di differimento e di vendita in ambito discreto", pp. 10
159. Tito Pietra, Paolo Siconolfi [1996] "Fully Revealing Equilibria in Sequential Economies with Asset Markets" pp. 17
160. Tito Pietra, Paolo Siconolfi [1996] "Extrinsic Uncertainty and the Informational Role of Prices" pp. 42
161. Paolo Bertella Farnetti [1996] "Il negro e il rosso. Un precedente non esplorato dell'integrazione afroamericana negli Stati Uniti" pp. 26
162. David Lane [1996] "Is what is good for each best for all? Learning from others in the information contagion model" pp. 18
163. Antonio Ribba [1996] "A note on the equivalence of long-run and short-run identifying restrictions in cointegrated systems" pp. 10

\\ 164 \\

**Scomposizioni permanenti-transitorie
in sistemi cointegrati
con una applicazione a dati italiani**

di

Antonio Ribba

Ottobre 1996

Università degli Studi di Modena
Dipartimento di Economia Politica
Viale Berengario, 51
41100 Modena (Italia)
e - mail: ribba@unimo.it

Abstract. Given an $I(1)$ series, it is possible to obtain a decomposition of such a series into a permanent, $I(1)$, and a transitory, $I(0)$, component. Nevertheless, the identification of the $I(1)$ component requires a further condition: one has to impose a particular dynamic shape to the permanent component or require that the two components be orthogonal at all leads and lags.

In this paper, building on Gonzalo-Granger (1995), we show that given a vector $x_t = (x_{1t}, x_{2t})'$ which includes $I(1)$ variables, if the two series have a stable long-run relationship, i.e. they are cointegrated with cointegrating vector $(1, -1)'$ and, moreover, the error correction term does not cause at low frequency x_{1t} , then x_{1t} is the permanent component of x_{2t} .

An empirical application to Italian data illustrates the result. We consider a bivariate model, including consumption and output, and find that: (i) consumption is the permanent component of aggregate output; (ii) the permanent component does not follow a random walk; (iii) the transitory component dominates with respect to the permanent one. These conclusions contrast with some recent results obtained for the Italian economy (cfr. Onofri et al. 1992).

1. Introduzione*

Negli ultimi 15 anni è diventata prevalente l'idea che gran parte delle serie macroeconomiche siano processi stazionari in differenza prima e che, inoltre, i movimenti alla frequenza zero siano attribuibili alla presenza di componenti permanenti di natura stocastica. Una importante implicazione per lo studio del ciclo economico è che la tradizionale ipotesi di regolarità del trend non è necessariamente giustificata. Inoltre, assunta l'ipotesi che le serie contengano trend stocastici, consegue che esistono infiniti modi di scomporre una serie nella somma di un trend integrato e di un ciclo stazionario. Questo spiega il forte sviluppo in anni recenti di un'area di ricerca volta, da un lato ad isolare le componenti permanente e transitoria, dall'altro, a stabilirne la importanza relativa nel comporre la varianza della serie.

Una ipotesi molto diffusa è consistita nell'assumere che il trend segua un processo con variazioni serialmente incorrelate. In effetti, un importante risultato dovuto a Beveridge e Nelson (1981) stabilisce che ogni serie stazionaria in differenza contiene una componente di random walk. Il ciclo è allora identificato nella componente residuale una volta estratto il trend stocastico. Applicazioni multivariate di questa scomposizione sono state tra gli altri adottate da Evans (1989), Vahid ed Engle (1993) e Cochrane (1994,a).

Tuttavia, alcuni studiosi hanno ritenuto insoddisfacente la restrizione della forma dinamica del trend ad un random walk. Questa non avrebbe infatti (non sempre comunque), una chiara giustificazione sul piano della interpretazione economica (e.g. Lippi e Reichlin, 1994,a).

* Desidero ringraziare in maniera particolare Marco Lippi per i numerosi suggerimenti su una precedente stesura del lavoro. Ho ricevuto utili consigli anche da Barbara Pistoiesi. Vale l'usuale avvertenza.

Lo sviluppo di approcci più strutturali ha suggerito la identificazione di trend stocastici generalizzati. Esempi in questa direzione sono costituiti dalla scomposizione proposta in Blanchard e Quah (1989), in cui si assume che le componenti siano ortogonali, e dalla scomposizione suggerita da Lippi e Reichlin (1994,b) dove per la componente di trend si assume un processo stocastico che rifletta una lenta diffusione del progresso tecnico nel sistema economico.

In questo lavoro si dimostra un risultato caratterizzante le scomposizioni trend-ciclo nell'ambito dei sistemi cointegrati. Tale risultato riguarda la possibilità di associare la componente permanente ad una grandezza direttamente osservabile. Si dimostra, infatti, che laddove due variabili, X_{1t} ed X_{2t} entrambe integrate di ordine 1, esibiscano un rapporto stabile, i.e. abbiano vettore di cointegrazione $(1, -1)'$ ed, inoltre, l'onere dell'aggiustamento allo steady-state ricada esclusivamente su X_{2t} , si ha una particolare scomposizione in cui X_{1t} è interpretabile come la componente permanente stocastica di X_{2t} . Si sottolinea che i primi a suggerire le implicazioni del vincolo di cointegrazione ai fini della stima di componenti permanenti direttamente osservabili, sono stati Gonzalo e Granger (1995). Obiettivo del presente lavoro è legare il problema di identificazione del trend stocastico alla rappresentazione in forma strutturale del VAR cointegrato.

E' importante osservare come non sia infrequente che particolari modelli economici suggeriscano che una prima variabile spieghi i movimenti ad orizzonte infinito di una seconda variabile. Un classico esempio è costituito dalla teoria del reddito permanente la quale, nella versione con agente rappresentativo, prevede che il consumo sia il trend di Beveridge-Nelson del reddito totale.

Il risultato teorico è corredato da una applicazione empirica a dati italiani relativi al

periodo 1970-1990. Utilizzando un modello bivariato che include consumo e prodotto aggregato si isolano le componenti di trend e cicliche del prodotto interno lordo. La componente permanente si rivela un processo stocastico positivamente autocorrelato ed, inoltre, i risultati mostrano una chiara prevalenza della componente transitoria nello spiegare la variabilità del prodotto aggregato. E' importante sottolineare come tali conclusioni siano in linea con quanto ottenuto da lavori condotti su dati statunitensi (e.g. Cochrane, 1994,a; Lippi-Reichlin, 1994,a), ma appaiano in contrasto con altri lavori condotti su dati italiani (cfr. Onofri et al. 1992).

Il lavoro ha la seguente struttura: nella seconda sezione date le definizioni principali, si stabilisce la notazione e vengono definite le ipotesi alla base del modello. Nella terza sezione viene dimostrata la proposizione teorica. Viene poi effettuata una applicazione a dati italiani trimestrali relativi al periodo 1970-1990 (sezione 4-5). La sezione 6 conclude.

2. Notazione, definizioni ed assunzioni

2.1 Proprietà di integrazione e cointegrazione delle serie

Si consideri il vettore x_t (2×1) che include variabili integrate di ordine 1, ovvero stazionarie in differenza prima (DS). Una serie x_{it} è DS se: (1) $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{it-1}$ è stazionaria in covarianza mentre la serie in livelli non lo è; (2) indicata la funzione di densità spettrale di Δx_{it} con $g_{\Delta x}(\lambda)$, $-\pi \leq \lambda \leq \pi$, si ha $g_{\Delta x}(0) \neq 0$.

La assunzione di stazionarietà per il processo vettoriale implica la esistenza della rappresentazione di Wold multivariata:

$$\Delta x_t = \mu + C(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

Con $C(L)$ matrice polinomiale nell'operatore ritardo L . In virtù della (1) il processo congiunto Δx_t è espresso come combinazione lineare dei ritardi distribuiti dei due disturbi.

Gli ε_t sono white noise a media nulla con $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega_\varepsilon$ matrice di covarianza simmetrica e definita positiva. L'ipotesi che le variabili siano entrambe $I(1)$ consente di escludere la possibilità che $C(1)$, matrice dei moltiplicatori di lungo periodo, abbia righe composte da elementi nulli. In altri termini, almeno uno shock ha effetti non nulli ad orizzonte infinito sul livello delle variabili. Tale rappresentazione è unica se sono soddisfatte due condizioni:

(1) $C(0) = I$, dove I è la matrice identità (2×2);

(2) $\det(C(L))$ ha tutti gli zeri, o sul cerchio unitario, ovvero all'esterno del cerchio unitario. Questa condizione garantisce che ε_t sia un vettore di innovazioni fondamentali del processo congiunto¹ e consente di interpretare i disturbi come combinazione lineare dei valori passati e correnti delle variabili osservabili Δx .

1. Il problema delle rappresentazioni non fondamentali è affrontato in Lippi e Reichlin (1993). I due autori utilizzano il medesimo modello bivariato stimato in Blanchard-Quah (1989) e mostrano come le funzioni di impulso-risposta si possano modificare laddove si rimuova la ipotesi di invertibilità della rappresentazione autoregressiva. Naturalmente, si tratta di questione che riguarda più in generale tutta la macroeconometria.

Sebbene le singole componenti di x_t seguano processi stocastici caratterizzati da una radice unitaria, è possibile che esista un vettore β (2x1) tale che $\beta'x_t$ isoli una combinazione lineare stazionaria delle variabili. Allora, le variabili sono legate da una relazione di lungo periodo e, nella terminologia di Engle e Granger, si dicono cointegrate (cfr. Engle-Granger, 1987). La estensione al caso di presenza di trend lineari è dovuta a Johansen (1991). Vale, quindi, la seguente ipotesi:

Ipotesi A1. Il vettore x_t ha rappresentazione ECM (Error-Correction Model):

$$\Delta x_t = \rho + \Gamma(L)\Delta x_{t-1} - A(1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

dove: (i) $A(1) = \alpha\beta'$ ha rango $k = 1$. Inoltre, α è un vettore (2x1) di pesi e β un vettore (2x1) di coefficienti relativi al vettore di cointegrazione; (ii) ε_t è il vettore (2x1) dei disturbi, con $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \Omega_\varepsilon$.

Come mostrato in Johansen (1991), la rappresentazione di Wold della (2) è data da:

$$\Delta x_t = \mu + C(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

dove: (i) $\mu = C(1)\rho$; (ii) $C(1) = \beta_\perp\gamma\alpha'_\perp$. α'_\perp e β_\perp sono, rispettivamente, il complemento ortogonale di α e β , i.e. $\beta'\beta_\perp = 0$, $\alpha'_\perp\alpha = 0$; (iii) $\gamma = (\alpha'_\perp\Psi\beta_\perp)^{-1}$ dove Ψ è la derivata di $\Psi(z)$, polinomiale caratteristica del modello (2), valutata in $z = 1$.

Le due ipotesi seguenti riguardano la struttura dei vettori α e β :

Ipotesi A2. Le due serie hanno un rapporto stabile nel lungo periodo, i.e. il vettore di cointegrazione è $\beta = (1, -1)'$.

Ipotesi A3. Il termine di correzione non causa nel lungo periodo x_{1t} , i.e. $\alpha'_\perp = (1, 0)$.

Si osservi che l'ipotesi A3 implica che l'onere dell'aggiustamento allo steady-state ricada esclusivamente su x_{2t} . Ciò stabilisce una causalità unidirezionale alla frequenza zero. In altri termini, x_{2t} non (Granger) causa ad orizzonte infinito x_{1t} (cfr. Granger-Lin, 1995).

2.2 Scomposizioni trend-ciclo strutturali

Assunto per x_{it} un processo DS, esistono infiniti modi di scomporre la serie nella somma di una componente permanente (il trend) ed una transitoria (il ciclo). La identificazione delle componenti può essere ottenuta imponendo una restrizione sulla forma dinamica del trend, ovvero ipotizzando che trend e ciclo siano incorrelati a tutte le frequenze. Un esempio del primo tipo si ha con la scomposizione di Beveridge e Nelson (1981), nella quale si ipotizza che il trend sia un random walk. Una restrizione relativa alle interrelazioni tra le componenti caratterizza invece la scomposizione proposta da Blanchard e Quah (1989).

Diamo ora la definizione di scomposizione di una serie DS in una componente permanente ed una transitoria. Trascurando differenze marginali, la definizione segue Quah (1992).

Definizione 1. Dato x_{it} si definisce scomposizione in componenti permanente e transitoria (P-T) una coppia (T,C) tale che: (i) T_t sia integrato e C_t sia stazionario in covarianza; (ii) shocks relativi a C_t non abbiano effetti di lungo periodo su x_{it} ; (iii) $x_{it} = T_t + C_t$; (iv) la varianza di entrambe le componenti sia strettamente positiva. In particolare, una scomposizione ortogonale è ottenuta nel caso ΔT_t sia incorrelato a C_t a tutti gli anticipi e ritardi.

Si tratta di una definizione sufficientemente generale ed idonea ad inglobare i differenti modelli proposti in letteratura.

La rappresentazione (3) può sempre essere pensata come una relazione di forma ridotta associata al seguente modello strutturale:

$$\Delta x_t = \mu + B(L)\eta_t \quad (4)$$

dove: $B(L) = C(L)B(0)$, $\eta_t = B(0)^{-1}\varepsilon_t$, $E(\eta_t\eta_t') = I$. $\eta_t = (\eta_{1t}, \eta_{2t})'$ è un vettore (2x1) di disturbi strutturali.

Il modello (4) ha, quindi, innovazioni ortonormali. Il ponte tra forma strutturale e la ridotta è costituito dalla matrice $B(0)$. Si osservi che $B(0)$ soddisfa la condizione $B(0)B(0)' = \Omega_\varepsilon$.

Questa condizione impone, in generale, $n(n+1)/2$ restrizioni stante la simmetria della matrice di covarianza. Nel caso di un modello bivariato per conseguire esatta identificazione occorre, allora, una ulteriore restrizione. In Sims (1980) si assume che $B(0)$ sia una matrice triangolare bassa, ovvero si restringe a zero l'effetto contemporaneo di η_{2t} su x_{1t} . In un lavoro più recente, Blanchard e Quah (1989) propongono invece una restrizione ad orizzonte infinito: solo uno dei due shock strutturali esercita effetti permanenti sul livello delle variabili, laddove il secondo ha effetti che si annullano nel lungo periodo. Ciò equivale ad imporre un vincolo sulla matrice dei moltiplicatori di lungo periodo. King-Plosser-Stock e Watson (1991) hanno esteso il modello al caso di variabili cointegrate. In effetti, la presenza di cointegrazione in un modello a due variabili implica che ci sia un solo shock a carattere permanente. Essendo $B(1)$ singolare ed assumendo che lo shock transitorio sia associato a η_{2t} si ha che la seconda colonna della matrice $B(1)$ è tale che $b_{12}(1) = b_{22}(1) = 0$. In questo modello trend e ciclo sono ortogonali ed il trend è interpretato come la risposta dinamica ad uno shock di natura permanente.

Una importante caratteristica consiste nel fatto che la dinamica del trend non è vincolata. In questo senso, quindi, si tratta di un modello più generale rispetto a scomposizioni che conseguono la identificazione delle componenti restringendo la dinamica del trend ad un processo random walk. Tuttavia, il prezzo pagato consiste nella ipotesi di ortogonalità delle componenti. Occorre osservare come non sempre la teoria economica fornisca motivazioni adeguate alle imposizioni di ortogonalità. Inoltre, in tal modo potrebbero essere trascurati eventuali comovimenti tra trend e ciclo alle frequenze tipiche del ciclo economico.

3. Identificazione di trend direttamente osservabili in sistemi cointegrati

Siamo ora in condizione di poter dimostrare il risultato seguente:

Proposizione 1. Sia $x_t = (x_{1t}, x_{2t})'$. Siano soddisfatte le ipotesi A1, A2 e A3. Allora, la variabile x_{1t} rappresenta la componente permanente di x_{2t} .

Prova. Occorre dimostrare che data la equazione:

$$x_{2t} = x_{1t} + C_t \quad (5)$$

la coppia (x_{1t}, C_t) è una scomposizione P-T per la variabile x_{2t} .

(1) Si osservi che x_{1t} è una variabile I(1), laddove $C_t = x_{2t} - x_{1t}$ è, data la ipotesi A1, stazionaria in covarianza.

(2) La varianza di entrambe le componenti è strettamente positiva.

(3) Poichè $\alpha'_{\perp} = (1, 0)$ consegue che il peso dell'aggiustamento alla posizione di lungo periodo ricade interamente su x_{2t} . Ciò implica che in assenza di variazioni in x_{1t} non può aversi cambiamento permanente in x_{2t} . Il termine residuale C_t individua, quindi, il ciclo per la variabile x_{2t} ed, inoltre, shocks che colpiscono C_t hanno effetti meramente transitori su x_{2t} .

Quest'ultimo punto può essere sviluppato più formalmente procedendo nella maniera seguente. Si scriva il modello (2) nella rappresentazione triangolare con la variabile x_{1t} collocata prima nell'ordinamento causale (il vettore di costanti è omissso per semplicità di notazione):

$$\Delta x_t = D(L)\eta_t \quad (6)$$

dove: (i) $D(L) = C(L)D(0)$; (ii) $\eta_t = D(0)^{-1}\varepsilon_t$; (iii) $E(\eta_t\eta_t') = I$; (iv) $D(0)$ è una matrice triangolare bassa (Cholesky factor) tale che $D(0)D(0)' = \Omega_{\varepsilon}$;

L'ipotesi A3 implica che la seconda colonna della matrice $C(1)$ contenga elementi nulli.

Poichè $D(1) = C(1)D(0)$ ed essendo $D(0)$ triangolare bassa, segue che la seconda colonna di $D(1)$ è tale che $d_{12}(1) = d_{22}(1) = 0$. In altri termini, uno shock ad x_{2t} , mantenendo

costante x_{1t} , ha effetti transitori sul livello di entrambe le variabili². Si costruisca ora la matrice $T = (\alpha_{\perp}, \beta)'$, ovvero una matrice che ha la prima riga formata dal vettore dei pesi e la seconda dal vettore di cointegrazione, e si premoltiplichino ambo i membri della (6) per T . Otteniamo:

$$\Delta z_t = E(L)\eta_t \quad (7)$$

dove $T\Delta x_t = \Delta z_t$ e $TD(L) = E(L)$. Si osservi che $\Delta z_t = (\Delta x_{1t}, \Delta x_{1t} - \Delta x_{2t})'$. In sostanza, occorre mostrare che shocks alla seconda componente del vettore non hanno effetti di lungo periodo sui livelli di entrambe le variabili incluse in Δz_t . Sono facilmente verificabili i seguenti risultati: $e_{12}(L) = d_{12}(L)$; $e_{22}(L) = d_{12}(L) - d_{22}(L)$. Da cui segue: $e_{12}(1) = e_{22}(1) = 0$.

Q.E.D

La conclusione è che la (5) rappresenta una scomposizione in componenti permanente e transitoria per x_{2t} ed, inoltre, i movimenti di lungo periodo della serie, i.e. la variabilità alla frequenza zero, è interamente spiegata dalla variabile x_{1t} .

2. Vale la pena di osservare che laddove valgono congiuntamente la A1 e la A3 si ha un risultato di equivalenza tra restrizioni contemporanee e restrizioni ad orizzonte infinito. In altri termini, il procedimento tradizionale di ortogonalizzazione alla Sims (1980) genera i medesimi risultati del procedimento alla Blanchard e Quah (1989). Questo punto è sviluppato in Ribba (1996)

4. Una applicazione a dati italiani

Le variabili considerate sono il logaritmo del prodotto interno lordo (Lgdp) e del consumo totale al netto del consumo di beni durevoli (Lcnd). Si utilizzano dati Istat relativi al periodo 1970-1990. Si tratta di serie trimestrali destagionalizzate e valutate a prezzi costanti 1985.

I test di radice unitaria non respingono la ipotesi che le serie siano processi stazionari in differenza prima. I test sono Augmented Dickey-Fuller inclusivi di un trend deterministico (tabella 1). Il secondo passo consiste nella indagine relativa alla eventuale presenza di movimenti comuni di lungo periodo. A tal fine si è utilizzata la metodologia proposta da Johansen (1988; 1991). Questa consiste nella stima di massima verosimiglianza di un sistema caratterizzato dalla presenza di relazioni di cointegrazione. L'ipotesi mantenuta è che x_t segua un VAR(p) nei livelli. Il VAR viene scritto nella forma seguente:

$$\Gamma(L)\Delta x_t = \rho - A(1)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

dove $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_t$ sono IIN(0, Ω), mentre $x' = (Lcnd, Lgdp)$ e

$$A(1) = \alpha\beta' \quad (9)$$

In presenza di cointegrazione il rango di $A(1)$ è 1 e la matrice può essere scomposta nel prodotto $\alpha\beta'$ con α e β entrambi vettori (2x1). Data l'ipotesi di disturbi Gaussiani, la strategia consiste nello scegliere ($\Omega, \Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{p-1}, \rho, A(1)$) in modo da massimizzare la funzione di verosimiglianza soggetta al vincolo (9). La distribuzione asintotica del test relativo al numero di vettori di cointegrazione è non standard, laddove test relativi al vettore di cointegrazione, ovvero al vettore dei pesi, sono in genere χ^2 . Tuttavia, prima di procedere con i test occorre risolvere due problemi preliminari: 1) selezionare la struttura

di ritardi del VAR che in linea di principio è ignota; 2) ottenere un modello che non contraddica l'ipotesi di Gaussianità degli errori.

Per quanto concerne il primo punto si è seguita la strategia suggerita in Sims (1980) ed in Sims-Stock-Watson (1990) la quale consiste nel confrontare due modelli con diversa struttura di ritardi. La ipotesi nulla di equivalenza dei due modelli è verificata mediante un test del rapporto di verosimiglianza. In altri termini, la ipotesi nulla è che la differenza:

$$(T-c)(\log \det\Omega_r - \log \det\Omega_u)$$

non sia significativamente diversa da zero. Ω_r ed Ω_u sono, rispettivamente, la matrice di covarianza ristretta e non ristretta, mentre c rappresenta una correzione per piccoli campioni ed è uguale al numero di variabili in ciascuna equazione non ristretta del sistema. L'equivalenza tra i due modelli indurrebbe, ovviamente, la selezione del modello parsimonioso. Un VAR con 4 ritardi (nei livelli) risulta equivalente ad una VAR(5) e ad un VAR(6). In verità, l'equivalenza sarebbe soddisfatta anche da un VAR(3) ma, in questo caso, sorgerebbero problemi di corretta specificazione. In conclusione, il modello selezionato è un VAR(4), punto di equilibrio tra principio di parametrizzazione parsimoniosa e necessità che la ipotesi di sfericità degli errori non sia respinta dai dati (cfr. tabella 2).

tabella 1. test di radice unitaria

Variabile	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	ADF(4)
Lgdp	-2.95	-2.77	-2.42	-2.37
Δlgdp	-4.66	-5.12	-4.83	-4.95
Lcnd	-1.99	-1.96	-2.17	-2.21
Δlcnd	-4.55	-4.24	-3.49	-4.67

il valore critico al livello di significatività del 95% è -3,45

tabella 2. selezione del VAR e test diagnostici relativi al VAR(4)

VAR(4) contro VAR(5)	$\chi^2(4) = .695$	
VAR(4) contro VAR(6)	$\chi^2(8) = 14.98$	
Equazione	Lcnd_t	Lgdp_t
Normalità (test di Bera-Jarque)	$\chi^2(2) = .69$	$\chi^2(2) = 3.31$
Assenza di Autocorrelazione (test Q di Ljung e Box)	$\chi^2(24) = 33.97$	$\chi^2(24) = 17.88$
Assenza di Autocorrelazione (test di Godfrey, versione F)	$F(4,67) = 2.09$	$F(4,67) = .3804$

Le ipotesi che si intendono testare in relazione al modello (8) riguardano la esistenza di una relazione di cointegrazione tra consumo e prodotto combinata con restrizioni lineari, tanto sul vettore di cointegrazione, che sul vettore dei pesi. In sostanza, vogliamo verificare la presenza di una stabile relazione di lungo periodo tra consumo e prodotto ed, inoltre, che il vettore α'_{\perp} abbia struttura (1 , 0).

Possiamo classificare le varie ipotesi nella maniera seguente:

$$H_1: A(1) = \alpha\beta'$$

$$H_2: \beta = H\phi$$

$$H_3: \alpha = A\psi$$

$$H_4: \beta = H\phi \text{ e } \alpha = A\psi$$

In generale, A ed H sono matrici note che definiscono le restrizioni lineari relative ai vettori di parametri α e β (cfr. Johansen e Juselius, 1990). In tutti e quattro i casi si tratta di test del rapporto di verosimiglianza.

I risultati dei test mostrano che l'ipotesi di una relazione lineare di equilibrio tra consumo

tabella 3. test di cointegrazione (test sul rango della matrice A(1))

Autovalori	H ₀	H ₁	λmax	95%	Traccia	95%
λ ₁ = .2304	r = 0	r = 1	20.95	14.07	24.15	15.40
λ ₂ = .0393	r ≤ 1	r = 2	3.21	3.76	3.21	3.76

tabella 4. Dinamica di breve periodo

Variabili a destra	Variabili a sinistra			
	ΔLcnd _t		ΔLgdp _t	
ΔLcnd _{t-1}	.550	(4.70)	.457	(1.83)
ΔLcnd _{t-2}	.015	(.115)	.411	(1.45)
ΔLcnd _{t-3}	-.097	(-.83)	.224	(.90)
ΔLgdp _{t-1}	.131	(2.69)	.435	(4.18)
ΔLgdp _{t-2}	-.033	(-.59)	.058	(.490)
ΔLgdp _{t-3}	-.108	(-2.02)	-.157	(-1.37)
(Lcnd-Lgdp) _{t-1}	-.057	(-1.61)	.296	(3.85)
Costante	-.014	(-1.29)	.093	(3.79)
R²	.473		.521	

In parentesi sono indicate le statistiche t.

ed output non è respinta dai dati. Inoltre, l'ipotesi nulla che il vettore di cointegrazione abbia forma $(1, -1)'$ è largamente accettata. La dinamica di breve periodo vincolata a questa restrizione è presentata in tabella 4.

Il coefficiente autoregressivo di ritardo 1 nella equazione della differenza prima del consumo è ampio e largamente significativo. Ugualmente significativi, seppur piccoli, sono i coefficienti di $\Delta Lgdp$ di ritardo 1 e 3. Quindi, si riscontra Granger causazione dal prodotto al consumo e, tuttavia, tale relazione causale non sussiste alla frequenza zero³. Si osservi come il vettore di cointegrazione compaia con coefficiente non significativamente diverso da zero nella equazione relativa a $\Delta Lcnd$, fattore cruciale nel consentire l'isolamento di una scomposizione P-T per il prodotto aggregato. I risultati completi dei test relativi a restrizioni lineari su α e β sono mostrati nella seguente tabella:

Tabella 5. restrizioni lineari su α e β

$\beta = (1 \quad -.99432)$	$H_1: \beta = (1 \quad -1)'$	$\chi^2(1) = .119$
$\alpha = (-.06 \quad -.286)$	$H_2: \alpha = (1 \quad 0)'\phi$	$\chi^2(1) = 3.11$
test relativo alla restrizione congiunta su α e β : $\chi^2(2) = 3.22$		

3. La nozione di causalità di Granger alle diverse frequenze è sviluppata in un recente articolo di Granger e Lin (1995). In particolare, nel caso l'ipotesi A3 non sia respinta dai dati, se ne inferisce che il prodotto non causa ad orizzonte infinito, i.e. alla frequenza zero, il consumo.

5. Trend e ciclo del prodotto aggregato italiano: 1970-1990

Modelli bivariati consumo-prodotto sono stati largamente utilizzati in letteratura. Per quanto concerne gli Stati Uniti, alcuni esempi sono costituiti dai lavori di Blanchard (1993), Cochrane (1994,a), Lippi-Reichlin (1994,b). Sebbene i procedimenti di identificazione differiscano nei tre lavori, tuttavia, i risultati hanno sempre evidenziato una ampia componente transitoria dell'output in differenze. Per quanto riguarda l'Italia, una serie di modelli multivariati è stata stimata in Onofri et al. (1992). Le scomposizioni, basate sull'approccio Blanchard-Quah, mostrano un peso preponderante della componente permanente. I risultati ottenuti nel presente lavoro rivelano, invece, una larga dominanza della componente ciclica del prodotto aggregato italiano⁴. Questa spiega, infatti, il 78% della variabilità della differenza prima dell'output.

In coerenza con la proposizione 1 e con i risultati dei test condotti sul modello (8), la scomposizione P-T individuata è la seguente:

$$Lgdp_t = T_t + C_t \quad (10)$$

$$T_t = Lcnd_t$$

$$C_t = Lgdp_t - Lcnd_t$$

I grafici 1 e 2 riportano, rispettivamente, il logaritmo del GDP ed il suo trend, e la componente ciclica dell'output aggregato. E' importante osservare come il ciclo sia una variabile centrata sullo zero. In generale, però, la stima non ristretta del vettore di cointegrazione genera un errore di disequilibrio con media non nulla. Di conseguenza, tale grandezza è sottratta da C_t ed è attribuita al trend stocastico. In altri termini, da C_t è

4. Si deve sottolineare come i risultati attinenti l'importanza relativa delle componenti siano piuttosto sensibili alla scelta delle variabili, al periodo di riferimento ed alla struttura di ritardi selezionata. Si dovrebbe ovviamente aggiungere alla lista la specificazione dinamica adottata per il trend stocastico. Infine, i dati utilizzati in Onofri et al. (1992) sono a prezzi costanti 1980.

sottratta la media marginale della variabile⁵ $\log(Lgdp/Lcnd_t)$. Per quanto attiene al peso relativo delle componenti i risultati ottenuti sono mostrati in tabella 6.

tabella 6. Peso delle componenti in relazione alla varianza del Gdp

$$\text{Var}(\Delta T_t) / \text{Var}(\Delta Lgdp) = .211$$

$$\text{Var}(\Delta C_t) / \text{Var}(\Delta Lgdp) = .777$$

$$\text{Cov}(\Delta T_t, \Delta C_t) = 0$$

Il modello appare coerente con le conoscenze fattuali dell'economia italiana negli anni 70. In particolare, viene colta la forte contrazione dell'attività economica nel 1975 ed il minimo ciclico registrato nel 1977. I risultati appaiono più ambigui negli anni 80. Il prodotto aggregato segue, infatti, un sentiero di crescita che lo colloca sistematicamente al di sotto della sua componente di trend.

5. La teoria del Reddito Permanente, nella versione con agente rappresentativo, prevede che: (i) il consumo segua un random walk; (ii) rappresenti il trend del reddito totale. Quindi, consumo e reddito sono cointegrati con vettore $(1, -1)'$ ed, inoltre, il reddito non causa alla frequenza zero il consumo. Un recente lavoro di Forni e Lippi (1994) mostra che l'introduzione di eterogeneità tra gli agenti può generare processi stocastici più generali per il consumo aggregato. Di conseguenza, l'ECM ha forma più generale, i.e. il consumo dipende dai valori ritardati di consumo e reddito. Nell'ottica di questo lavoro, i risultati di Forni-Lippi forniscono una possibile spiegazione teorica del fatto che non sia necessario restringere la forma dinamica del consumo ad un random walk, affinché questa variabile sia interpretabile come la componente permanente del prodotto. Si osservi, infine, che una specificazione logaritmica del modello è stata suggerita in Campbell-Deaton (1989).

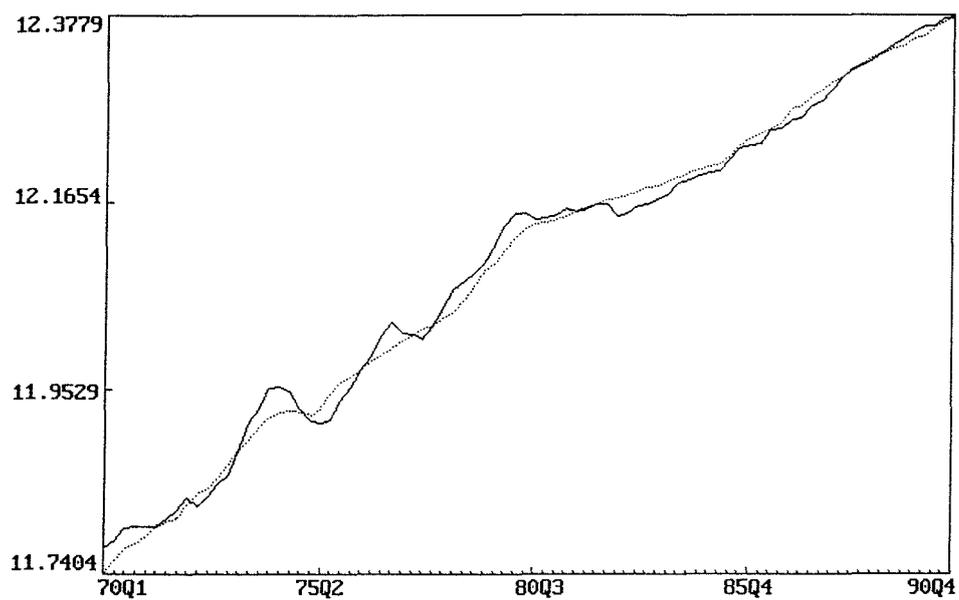


figura 1. Prodotto aggregato (linea continua) e sua componente permanente (linea tratteggiata)

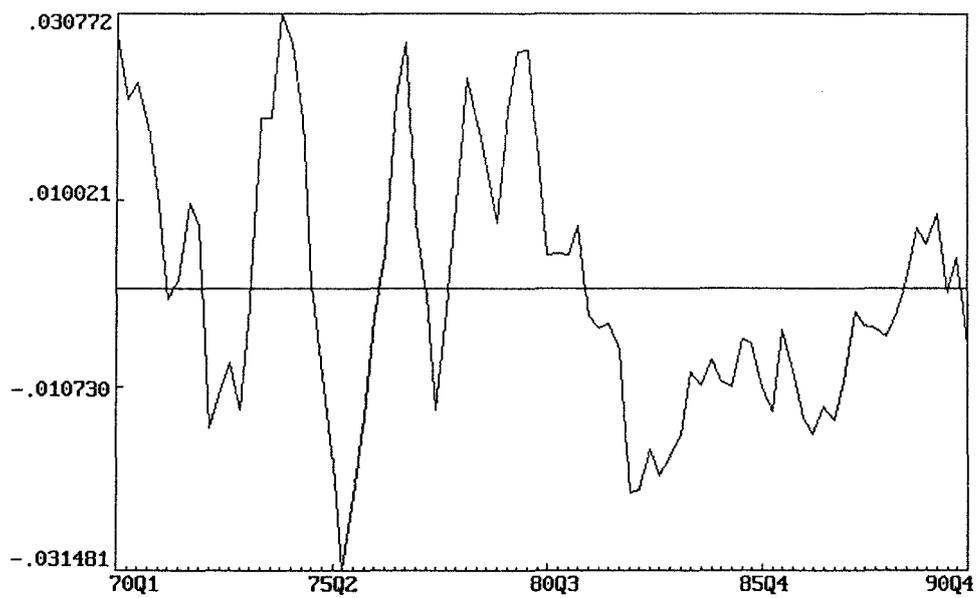


figura 2. Componente ciclica del prodotto aggregato

6. Conclusioni

Il risultato principale mostrato in questo lavoro concerne la possibilità che il vincolo di cointegrazione, in un modello bivariato, faccia emergere una componente di trend direttamente osservabile. In sostanza, dato $x_t = (x_{1t}, x_{2t})'$ laddove shocks ad x_{2t} non abbiano effetti permanenti sul livello di entrambe le variabili ed, inoltre, il vettore di cointegrazione abbia forma $(1, -1)'$, si ha che x_{1t} è identificabile quale componente permanente di x_{2t} . Ciò significa che i movimenti comuni tra le due variabili alla frequenza zero sono interamente spiegati dal comune trend stocastico x_{1t} .

Si è anche effettuata una applicazione empirica a dati italiani relativi al periodo 1970-1990. Utilizzando un VAR bivariato consumo-prodotto, si sono isolate le componenti permanente e transitoria del prodotto aggregato. La variabilità del tasso di crescita dell'output è in larga misura spiegata dalle variazioni transitorie. Inoltre, i risultati delle stime hanno mostrato come il trend non sia riconducibile ad un processo random walk. In altri termini, se non vincoliamo la forma dinamica della componente permanente ed, inoltre, adottiamo un approccio più strutturale si ottiene per il trend un processo stocastico generalizzato.

Per quanto concerne l'importanza relativa delle componenti, i risultati ottenuti appaiono in linea con le conclusioni raggiunte su dati statunitensi. Tuttavia, si è sottolineato come tali conclusioni contrastino con altre ricerche italiane sull'argomento che invece trovano un peso preponderante della componente permanente (cfr. Onofri et al. 1992).

Tali differenze sono prevalentemente da attribuirsi alle differenti strategie di identificazione adottate.

Riferimenti bibliografici

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

Blanchard O.J. (1993), "Consumption and the Recession of 1990-1991", *American Economic Review*, n.83, pp. 270-274.

Blanchard O.J. - Quah D. (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, n.79, pp. 665-673.

Campbell J.Y. - Deaton A. (1989), "Why Is Consumption so Smooth?", *Review of Economic Studies*, n. 56, pp. 357-373.

Cochrane J.H. (1994,a), "Permanent and Transitory Components of Gnp and Stock Prices", *Quarterly Journal of Economics*, n.109, pp. 241-265.

Cochrane J.H. (1994,b), "Shocks", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n.55, pp. 295-364.

Engle R.F. - Granger C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing", *Econometrica*, n.55, pp. 251-276.

Evans G. W. (1989), "Output and Unemployment Dynamics in the United States: 1950-1985", *Journal of Applied Econometrics*, n.4, pp. 213-237.

Forni M. - Lippi M. (1994), "Permanent Income, Heterogeneity and the Error Correction Mechanism", *Materiali di Discussione* n.118, Università di Modena.

Gonzalo J. - Granger C.W.J. (1995), "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.13, n.1, pp. 27-35.

Granger C.W.J. - Lin J. (1995), "Causality in the Long Run", *Econometric Theory*, n.11, pp. 530-536.

Johansen S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, n.12, pp. 231-254.

Johansen S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, n.59, pp. 1551-1580.

Johansen S. - Juselius K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.52, pp. 169-210.

- King R.G. - Plosser C.I. - Stock J.H. - Watson M.W. (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, n.81, pp. 819-839.
- Lippi M. - Reichlin L. (1993), "The Dynamic Effects of Aggregate and Supply Disturbances: Comment", *American Economic Review*, n.83, pp. 644-652.
- Lippi M. - Reichlin L. (1994,a), "Diffusion of Technical Change and the Decomposition of Output into Trend and Cycles", *Review of Economic Studies*, n.61, pp.19-30.
- Lippi M. - Reichlin L. (1994,b), "Common and Uncommon Trend and Cycles", *European Economic Review*, n.38, pp. 624-635.
- Nelson C.R. - Plosser C.I. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, n. 10, pp. 139-162.
- Onofri P. - Paruolo P. - Salituro B. (1992), "Sulle Fonti delle Fluttuazioni dell'Economia Italiana: Una Analisi con Sistemi VAR Strutturali", *Rivista di Politica Economica*, n. 8-9, pp. 33-66.
- Pistoresi B. (1994), "Using a VECM to Characterise the Relative Importance of Permanent and Transitory Components", *Materiali di Discussione*, n.101, Università di Modena.
- Quah D. (1992), "The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds", *Econometrica*, n.60, pp. 107-118.
- Ribba A. (1996), "A Note on the Equivalence of Long-Run and Short-Run Identifying Restrictions in Cointegrated Systems", *mimeo Università di Modena*.
- Sims C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, n.48, pp.1-48.
- Sims C. A. - Stock J.H. - Watson M.W. (1990), "Inference in Linear Time Series With Some Unit Roots", *Econometrica*, n.58, pp.113-144.
- Vahid F. - Engle R.F. (1993), "Common Trend and Common Cycles", *Journal of Applied Econometrics*, n.8, pp. 341-360.

1. Maria Cristina Marcuzzo [1985] "Yoan Violet Robinson (1903-1983)", pp. 134
2. Sergio Lugaesi [1986] "Le imposte nelle teorie del sovrappiù", pp. 26
3. Massimo D'Angelillo e Leonardo Paggi [1986] "PCI e socialdemocrazie europee. Quale riformismo?", pp. 158
4. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1986] "Un suggerimento hobsoniano su terziario ed occupazione: il caso degli Stati Uniti 1960/1983", pp. 52
5. Paolo Bosi e Paolo Silvestri [1986] "La distribuzione per aree disciplinari dei fondi destinati ai Dipartimenti, Istituti e Centri dell'Università di Modena: una proposta di riforma", pp. 25
6. Marco Lippi [1986] "Aggregations and Dynamic in One-Equation Econometric Models", pp. 64
7. Paolo Silvestri [1986] "Le tasse scolastiche e universitarie nella Legge Finanziaria 1986", pp. 41
8. Mario Forni [1986] "Storie familiari e storie di proprietà. Itinerari sociali nell'agricoltura italiana del dopoguerra", pp. 165
9. Sergio Paba [1986] "Gruppi strategici e concentrazione nell'industria europea degli elettrodomestici bianchi", pp. 56
10. Nerio Naldi [1986] "L'efficienza marginale del capitale nel breve periodo", pp. 54
11. Fernando Vianello [1986] "Labour Theory of Value", pp. 31
12. Piero Ganugi [1986] "Risparmio forzato e politica monetaria negli economisti italiani tra le due guerre", pp. 40
13. Maria Cristina Marcuzzo e Annalisa Rosselli [1986] "The Theory of the Gold Standard and Ricardo's Standard Comodity", pp. 30
14. Giovanni Solinas [1986] "Mercati del lavoro locali e carriere di lavoro giovanili", pp. 66
15. Giovanni Bonifati [1986] "Saggio dell'interesse e domanda effettiva. Osservazioni sul cap. 17 della General Theory", pp. 42
16. Marina Murat [1986] "Betwin old and new classical macroeconomics: notes on Lejonhufvud's notion of full information equilibrium", pp. 20
17. Sebastiano Brusco e Giovanni Solinas [1986] "Mobilità occupazionale e disoccupazione in Emilia Romagna", pp. 48
18. Mario Forni [1986] "Aggregazione ed esogeneità", pp. 13
19. Sergio Lugaesi [1987] "Redistribuzione del reddito, consumi e occupazione", pp. 17
20. Fiorenzo Sperotto [1987] "L'immagine neopopolista di mercato debole nel primo dibattito sovietico sulla pianificazione", pp. 34
21. M. Cecilia Guerra [1987] "Benefici tributari nel regime misto per i dividendi proposto dalla commissione Sarcinelli: una nota critica", pp. 9
22. Leonardo Paggi [1987] "Contemporary Europe and Modern America: Theories of Modernity in Comparative Perspective", pp. 38
23. Fernando Vianello [1987] "A Critique of Professor Goodwin's 'Critique of Sraffa'", pp. 12
24. Fernando Vianello [1987] "Effective Demand and the Rate of Profits. Some Thoughts on Marx, Kalecki and Sraffa", pp. 41
25. Anna Maria Sala [1987] "Banche e territorio. Approccio ad un tema geografico-economico", pp. 40
26. Enzo Mingione e Giovanni Mottura [1987] "Fattori di trasformazione e nuovi profili sociali nell'agricoltura italiana: qualche elemento di discussione", pp. 36
27. Giovanna Procacci [1988] "The State and Social Control in Italy During the First World War", pp. 18
28. Massimo Matteuzzi e Annamaria Simonazzi [1988] "Il debito pubblico", pp. 62
29. Maria Cristina Marcuzzo (a cura di) [1988] "Richard F. Kahn. A discipline of Keynes", pp. 118
30. Paolo Bosi [1988] "MICROMOD. Un modello dell'economia italiana per la didattica della politica fiscale", pp. 34
31. Paolo Bosi [1988] "Indicatori della politica fiscale. Una rassegna e un confronto con l'aiuto di MICROMOD", pp. 25
32. Giovanna Procacci [1988] "Protesta popolare e agitazioni operaie in Italia 1915-1918", pp. 45
33. Margherita Russo [1988] "Distretto Industriale e servizi. Uno studio dei trasporti nella produzione e nella vendita delle piastrelle", pp. 157
34. Margherita Russo [1988] "The effect of technical change on skill requirements: an empirical analysis", pp. 28
35. Carlo Grillenzoni [1988] "Identification, estimations of multivariate transfer functions", pp. 33
36. Nerio Naldi [1988] "Keynes' concept of capital", pp. 40
37. Andrea Ginzburg [1988] "locomotiva Italia?", pp. 30
38. Giovanni Mottura [1988] "La 'persistenza' secolare. Appunti su agricoltura contadina ed agricoltura familiare nelle società industriali", pp. 40
39. Giovanni Mottura [1988] "L'anticamera dell'esodo. I contadini italiani della 'restaurazione contrattuale' fascista alla riforma fondiaria", pp. 40
40. Leonardo Paggi [1988] "Americanismo e riformismo. La socialdemocrazia europea nell'economia mondiale aperta", pp. 120
41. Annamaria Simonazzi [1988] "Fenomeni di isteresi nella spiegazione degli alti tassi di interesse reale", pp. 44
42. Antonietta Bassetti [1989] "Analisi dell'andamento e della casualità della borsa valori", pp. 12
43. Giovanna Procacci [1989] "State coercion and worker solidarity in Italy (1915-1918): the moral and political content of social unrest", pp. 41
44. Carlo Alberto Magni [1989] "Reputazione e credibilità di una minaccia in un gioco bargaining", pp. 56
45. Giovanni Mottura [1989] "Agricoltura familiare e sistema agroalimentare in Italia", pp. 84
46. Mario Forni [1989] "Trend, Cycle and 'Fortuitous cancellation': a Note on a Paper by Nelson and Plosser", pp. 4
47. Paolo Bosi, Roberto Golinelli, Anna Stagni [1989] "Le origini del debito pubblico e il costo della stabilizzazione", pp. 26
48. Roberto Golinelli [1989] "Note sulla struttura e sull'impiego dei modelli macroeconomici", pp. 21
49. Marco Lippi [1989] "A Short Note on Cointegration and Aggregation", pp. 11
50. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1989] "The Linkage between Tertiary and Industrial Sector in the Italian Economy: 1951-1988. From an External Dependence to an International One", pp. 40
51. Gabriele Pastrello [1989] "Francois quesnay: dal Tableau Zig-zag al Tableau Formule: una ricostruzione", pp. 48
52. Paolo Silvestri [1989] "Il bilancio dello stato", pp. 34
53. Tim Mason [1990] "Tre seminari di storia sociale contemporanea", pp. 26
54. Michele Lalla [1990] "The Aggregate Escape Rate Analysed through the Queuing Model", pp. 23
55. Paolo Silvestri [1990] "Sull'autonomia finanziaria dell'università", pp. 11
56. Paola Bertolini, Enrico Giovannetti [1990] "Uno studio di 'filiera' nell'agroindustria. Il caso del Parmigiano Reggiano", pp. 164
57. Paolo Bosi, Roberto Golinelli, Anna Stagni [1990] "Effetti macroeconomici, settoriali e distributivi dell'armonizzazione dell'IVA", pp. 24
58. Michele Lalla [1990] "Modelling Employment Spells from Emilia Labour Force Data", pp. 18

59. Andrea Ginzburg [1990] "Politica Nazionale e commercio internazionale", pp. 22
60. Andrea Giommi [1990] "La probabilità individuale di risposta nel trattamento dei dati mancanti", pp. 13
61. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1990] "The service sector in planned economies. Past experiences and future prospectives", pp. 32
62. Giovanni Solinas [1990] "Competenze, grandi industrie e distretti industriali. Il caso Magneti Marelli", pp. 23
63. Andrea Ginzburg [1990] "Debito pubblico, teorie monetarie e tradizione civica nell'Inghilterra del Settecento", pp. 30
64. Mario Forni [1990] "Incertezza, informazione e mercati assicurativi: una rassegna", pp. 37
65. Mario Forni [1990] "Misspecification in Dynamic Models", pp. 19
66. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1990] "Service Sector Growth in CPE's: An Unsolved Dilemma", pp. 28
67. Paola Bertolini [1990] "La situazione agro-alimentare nei paesi ad economia avanzata", pp. 20
68. Paola Bertolini [1990] "Sistema agro-alimentare in Emilia Romagna ed occupazione", pp. 65
69. Enrico Giovannetti [1990] "Efficienza ed innovazione: il modello "fondi e flussi" applicato ad una filiera agro-industriale", pp. 38
70. Margherita Russo [1990] "Cambiamento tecnico e distretto industriale: una verifica empirica", pp. 115
71. Margherita Russo [1990] "Distretti industriali in teoria e in pratica: una raccolta di saggi", pp. 119
72. Paolo Silvestri [1990] "La Legge Finanziaria. Voce dell'enciclopedia Europea Garzanti", pp. 8
73. Rita Paltrinieri [1990] "La popolazione italiana: problemi di oggi e di domani", pp. 57
74. Enrico Giovannetti [1990] "Illusioni ottiche negli andamenti delle Grandezze distributive: la scala mobile e l'appiattimento delle retribuzioni in una ricerca", pp. 120
75. Enrico Giovannetti [1990] "Crisi e mercato del lavoro in un distretto industriale: il bacino delle ceramiche. Sez. I", pp. 150
76. Enrico Giovannetti [1990] "Crisi e mercato del lavoro in un distretto industriale: il bacino delle ceramiche. Sez. II", pp. 145
78. Antonietta Bassetti e Costanza Torricelli [1990] "Una riqualificazione dell'approccio bargaining alla selezioni di portafoglio", pp. 4
77. Antonietta Bassetti e Costanza Torricelli [1990] "Il portafoglio ottimo come soluzione di un gioco bargaining", pp. 15
79. Mario Forni [1990] "Una nota sull'errore di aggregazione", pp. 6
80. Francesca Bergamini [1991] "Alcune considerazioni sulle soluzioni di un gioco bargaining", pp. 21
81. Michele Grillo e Michele Polo [1991] "Political Exchange and the allocation of surplus: a Model of Two-party competition", pp. 34
82. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1991] "The 1990 Polish Recession: a Case of Truncated Multiplier Process", pp. 26
83. Gian Paolo Caselli e Gabriele Pastrello [1991] "Polish firms: Private Vices Public Virtues", pp. 20
84. Sebastiano Brusco e Sergio Paba [1991] "Connessioni, competenze e capacità concorrenziale nell'industria della Sardegna", pp. 25
85. Claudio Grimaldi, Rony Hamoui, Nicola Rossi [1991] "Non Marketable assets and households' Portfolio Choice: a Case of Study of Italy", pp. 38
86. Giulio Righi, Massimo Baldini, Alessandra Brambilla [1991] "Le misure degli effetti redistributivi delle imposte indirette: confronto tra modelli alternativi", pp. 47
87. Roberto Fanfani, Luca Lanini [1991] "Innovazione e servizi nello sviluppo della meccanizzazione agricola in Italia", pp. 35
88. Antonella Caiumi e Roberto Golinelli [1992] "Stima e applicazioni di un sistema di domanda Almost Ideal per l'economia italiana", pp. 34
89. Maria Cristina Marcuzzo [1992] "La relazione salari-occupazione tra rigidità reali e rigidità nominali", pp. 30
90. Mario Biagioli [1992] "Employee financial participation in enterprise results in Italy", pp. 50
91. Mario Biagioli [1992] "Wage structure, relative prices and international competitiveness", pp. 50
92. Paolo Silvestri e Giovanni Solinas [1993] "Abbandoni, esiti e carriera scolastica. Uno studio sugli studenti iscritti alla Facoltà di Economia e Commercio dell'Università di Modena nell'anno accademico 1990/1991", pp. 30
93. Gian Paolo Caselli e Luca Martinelli [1993] "Italian GPN growth 1890-1992: a unit root or segmented trend representatin?", pp. 30
94. Angela Politi [1993] "La rivoluzione fraintesa. I partigiani emiliani tra liberazione e guerra fredda, 1945-1955", pp. 55
95. Alberto Rinaldi [1993] "Lo sviluppo dell'industria metalmeccanica in provincia di Modena: 1945-1990", pp. 70
96. Paolo Emilio Mistrulli [1993] "Debito pubblico, intermediari finanziari e tassi d'interesse: il caso italiano", pp. 30
97. Barbara Pistoresi [1993] "Modelling disaggregate and aggregate labour demand equations. Cointegration analysis of a labour demand function for the Main Sectors of the Italian Economy: 1950-1990", pp. 45
98. Giovanni Bonifati [1993] "Progresso tecnico e accumulazione di conoscenza nella teoria neoclassica della crescita endogena. Una analisi critica del modello di Romer", pp. 50
99. Marcello D'Amato e Barbara Pistoresi [1994] "The relationship(s) among Wages, Prices, Unemployment and Productivity in Italy", pp. 30
100. Mario Forni [1994] "Consumption Volatility and Income Persistence in the Permanent Income Model", pp. 30
101. Barbara Pistoresi [1994] "Using a VECM to characterise the relative importance of permanent and transitory components", pp. 28
102. Gian Paolo Caselli and Gabriele Pastrello [1994] "Polish recovery form the slump to an old dilemma", pp. 20
103. Sergio Paba [1994] "Imprese visibili, accesso al mercato e organizzazione della produzione", pp. 20
104. Giovanni Bonifati [1994] "Progresso tecnico, investimenti e capacità produttiva", pp. 30
105. Giuseppe Marotta [1994] "Credit view and trade credit: evidence from Italy", pp. 20
106. Margherita Russo [1994] "Unit of investigation for local economic development policies", pp. 25
107. Luigi Brighi [1995] "Monotonicity and the demand theory of the weak axioms", pp. 20
108. Mario Forni e Lucrezia Reichlin [1995] "Modelling the impact of technological change across sectors and over time in manufacturing", pp. 25
109. Marcello D'Amato and Barbara Pistoresi [1995] "Modelling wage growth dynamics in Italy: 1960-1990", pp. 38
110. Massimo Baldini [1995] "INDIMOD. Un modello di microsimulazione per lo studio delle imposte indirette", pp. 37
111. Paolo Bosi [1995] "Regionalismo fiscale e autonomia tributaria: l'emersione di un modello di consenso", pp. 38
112. Massimo Baldini [1995] "Aggregation Factors and Aggregation Bias in Consumer Demand", pp. 33
113. Costanza Torricelli [1995] "The information in the term structure of interest rates. Can stochastic models help in resolving the puzzle?" pp. 25
114. Margherita Russo [1995] "Industrial complex, pôle de développement, distretto industriale. Alcune questioni sulle unità di indagine nell'analisi dello sviluppo." pp. 45

115. Angelika Moryson [1995] "50 Jahre Deutschland. 1945 - 1995" pp. 21
116. Paolo Bosi [1995] "Un punto di vista macroeconomico sulle caratteristiche di lungo periodo del nuovo sistema pensionistico italiano." pp. 32
117. Gian Paolo Caselli e Salvatore Curatolo [1995] "Esistono relazioni stimabili fra dimensione ed efficienza delle istituzioni e crescita produttiva? Un esercizio nello spirito di D.C. North." pp. 11
118. Mario Forni e Marco Lippi [1995] "Permanent income, heterogeneity and the error correction mechanism." pp. 21
119. Barbara Pistoresi [1995] "Co-movements and convergence in international output. A Dynamic Principal Components Analysis" pp. 14
120. Mario Forni e Lucrezia Reichlin [1995] "Dynamic common factors in large cross-section" pp. 17
121. Giuseppe Marotta [1995] "Il credito commerciale in Italia: una nota su alcuni aspetti strutturali e sulle implicazioni di politica monetaria" pp. 20
122. Giovanni Bonifati [1995] "Progresso tecnico, concorrenza e decisioni di investimento: una analisi delle determinanti di lungo periodo degli investimenti" pp. 25
123. Giovanni Bonifati [1995] "Cambiamento tecnico e crescita endogena: una valutazione critica delle ipotesi del modello di Romer" pp. 21
124. Barbara Pistoresi e Marcello D'Amato [1995] "La riservatezza del banchiere centrale è un bene o un male? Effetti dell'informazione incompleta sul benessere in un modello di politica monetaria." pp. 32
125. Barbara Pistoresi [1995] "Radici unitarie e persistenza: l'analisi univariata delle fluttuazioni economiche." pp. 33
126. Barbara Pistoresi e Marcello D'Amato [1995] "Co-movements in European real outputs" pp. 20
127. Antonio Ribba [1996] "Ciclo economico, modello lineare-stocastico, forma dello spettro delle variabili macroeconomiche" pp. 31
128. Carlo Alberto Magni [1996] "Repeatable and a tantum real options a dynamic programming approach" pp. 23
129. Carlo Alberto Magni [1996] "Opzioni reali d'investimento e interazione competitiva: programmazione dinamica stocastica in optimal stopping" pp. 26
130. Carlo Alberto Magni [1996] "Vaghezza e logica fuzzy nella valutazione di un'opzione reale" pp. 20
131. Giuseppe Marotta [1996] "Does trade credit redistribution thwart monetary policy? Evidence from Italy" pp. 20
132. Mauro Dell'Amico e Marco Trubian [1996] "Almost-optimal solution of large weighted equicut problems" pp. 30
133. Carlo Alberto Magni [1996] "Un esempio di investimento industriale con interazione competitiva e avversione al rischio" pp. 20
134. Margherita Russo, Peter Börkey, Emilio Cubel, François Lévêque, Francisco Mas [1996] "Local sustainability and competitiveness: the case of the ceramic tile industry" pp. 66
135. Margherita Russo [1996] "Camionetto tecnico e relazioni tra imprese" pp. 190
136. David Avra Lane, Irene Poli, Michele Lalla, Alberto Roverato [1996] "Lezioni di probabilità e inferenza statistica" pp. 288
137. David Avra Lane, Irene Poli, Michele Lalla, Alberto Roverato [1996] "Lezioni di probabilità e inferenza statistica - Esercizi svolti -" pp. 302
138. Barbara Pistoresi [1996] "Is an Aggregate Error Correction Model Representative of Disaggregate Behaviours? An example" pp. 24
139. Luisa Malaguti e Costanza Torricelli [1996] "Monetary policy and the term structure of interest rates", pp. 30
140. Mauro Dell'Amico, Martine Labbé, Francesco Maffioli [1996] "Exact solution of the SONET Ring Loading Problem", pp. 20
141. Mauro Dell'Amico, R.J.M. Vaessens [1996] "Flow and open shop scheduling on two machines with transportation times and machine-independent processing times in NP-hard, pp. 10
142. M. Dell'Amico, F. Maffioli, A. Sciomechen [1996] "A Lagrangean Heuristic for the Pirze Collecting Travelling Salesman Problem", pp. 14
143. Massimo Baldini [1996] "Inequality Decomposition by Income Source in Italy - 1987 - 1993", pp. 20
144. Graziella Bertocchi [1996] "Trade, Wages, and the Persistence of Underdevelopment" pp. 20
145. Graziella Bertocchi and Fabio Canova [1996] "Did Colonization matter for Growth? An Empirical Exploration into the Historical Causes of Africa's Underdevelopment" pp. 32
146. Paola Bertolini [1996] "La modernization de l'agriculture italienne et le cas de l'Emilie Romagne" pp. 20
147. Enrico Giovannetti [1996] "Organisation industrielle et développement local: le cas de l'agroindustrie in Emilie Romagne" pp. 18
148. Maria Elena Bontempi e Roberto Golinelli [1996] "Le determinanti del leverage delle imprese: una applicazione empirica ai settori industriali dell'economia italiana" pp. 31
149. Paola Bertolini [1996] "L'agriculture et la politique agricole italienne face aux recents scenarios", pp. 20
150. Enrico Giovannetti [1996] "Il grado di utilizzo della capacità produttiva come misura dei costi di transizione. Una rilettura di 'Nature of the Firm' di R. Coase", pp. 65
151. Enrico Giovannetti [1996] "Il I° ciclo del Diploma Universitario Economia e Amministrazione delle Imprese", pp. 25
152. Paola Bertolini, Enrico Giovannetti, Giulia Santacaterina [1996] "Il Settore del Verde Pubblico. Analisi della domanda e valutazione economica dei benefici", pp. 35
153. Giovanni Solinas [1996] "Sistemi produttivi del Centro-Nord e del Mezzogiorno. L'industria delle calzature", pp. 55
154. Tindara Addabbo [1996] "Married Women's Labour Supply in Italy in a Regional Perspective", pp. 85
155. Paolo Silvestri, Giuseppe Catalano, Cristina Bevilacqua [1996] "Le tasse universitarie e gli interventi per il diritto allo studio: la prima fase di applicazione di una nuova normativa" pp. 159
156. Sebastiano Brusco, Paolo Bertossi, Margherita Russo [1996] "L'industria dei rifiuti urbani in Italia", pp. 25
157. Paolo Silvestri, Giuseppe Catalano [1996] "Le risorse del sistema universitario italiano: finanziamento e governo" pp. 400
158. Carlo Alberto Magni [1996] "Un semplice modello di opzione di differimento e di vendita in ambito discreto", pp. 10
159. Tito Pietra, Paolo Siconolfi [1996] "Fully Revealing Equilibria in Sequential Economies with Asset Markets" pp. 17
160. Tito Pietra, Paolo Siconolfi [1996] "Extrinsic Uncertainty and the Informational Role of Prices" pp. 42
161. Paolo Bertella Farnetti [1996] "Il negro e il rosso. Un precedente non esplorato dell'integrazione afroamericana negli Stati Uniti" pp. 26
162. David Lane [1996] "Is what is good for each best for all? Learning from others in the information contagion model" pp. 18
163. Antonio Ribba [1996] "A note on the equivalence of long-run and short-run identifying restrictions in cointegrated systems" pp. 10

