

Bianchi, Marco

Working Paper

Nuovi orientamenti nella teoria del ciclo e della crescita: un approccio di analisi delle serie storiche nel contesto della nuova macroeconomia classica

Quaderni - Working Paper DSE, No. 85

Provided in Cooperation with:

University of Bologna, Department of Economics

Suggested Citation: Bianchi, Marco (1989) : Nuovi orientamenti nella teoria del ciclo e della crescita: un approccio di analisi delle serie storiche nel contesto della nuova macroeconomia classica, Quaderni - Working Paper DSE, No. 85, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna, <https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/5281>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/158928>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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



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

**NUOVI ORIENTAMENTI NELLA TEORIA DEL CICLO E DELLA
CRESCITA: UN APPROCCIO DI ANALISI DELLE SERIE STORICHE
NEL CONTESTO DELLA NUOVA MACROECONOMIA CLASSICA*.**

Marco Bianchi
Dipartimento di Scienze Economiche
Piazza Scaravilli, 2
40126 Bologna (Bo)
Italy

*Desidero ringraziare, per gli incoraggiamenti e gli utili commenti ricevuti, i professori Paolo Onofri, Renzo Orsi, Vincenzo Denicolò, Guido Candela, Giorgio Basevi e Stefano Zamagni del Dipartimento di Scienze Economiche dell'Università di Bologna. Naturalmente rimango unico responsabile di eventuali errori ed inesattezze.

0. Introduzione

Il ruolo della politica economica all'interno di un sistema economico, ed in particolare la capacità o meno da parte di questa di esercitare un'influenza attiva, efficace e duratura sulla dinamica delle principali variabili macroeconomiche, è sempre stato un tema al centro dell'attenzione e del dibattito fra gli economisti. E' nota al riguardo la posizione di alcuni esponenti della scuola di pensiero dei "Nuovi Classici", secondo cui il sistema economico sarebbe soggetto ad evolvere percorrendo un sentiero di *equilibrio dinamico* (il "*fundamental*") rispetto al quale ogni intervento risulterebbe inutile e privo di effetti sostanziali.

In quanto segue si cercherà di mostrare, sulla base delle più recenti acquisizioni della ricerca, in che modo certe "proposizioni forti" legate alla presunta inefficacia delle politiche economiche [si veda per tutti Sargent (1987)] possano essere in via di principio ridimensionate, quando non addirittura abbandonate, senza per questo rinunciare a molta parte della costruzione teorica eretta negli ultimi quindici anni dalla corrente di pensiero che si ricollega alla NMC.

Il piano della esposizione procede come segue: nel paragrafo primo si affronta l'argomento cruciale della presenza di trend stocastici o deterministici nell'economia nel contesto di modelli a componenti inosservate con radici unitarie. Si evidenzia che la radice unitaria nell'operatore autoregressivo di una variabile macroeconomica non è ancora una condizione sufficiente per l'ipotesi di un trend stocastico; viceversa, per esprimere un giudizio appropriato, occorre indagare la dimensione di ciò che viene detto "fattore di persistenza rispetto a shock esogeni".

Il paragrafo secondo tratta dell'approccio "non parametrico", volto ad ottenere una stima consistente del fattore di persistenza. Sia gli aspetti positivi che le difficoltà associate alla procedura di stima in oggetto vengono brevemente delineate e discusse.

Nel paragrafo terzo si considerano le implicazioni di teoria economica che le diverse configurazioni di trend stocastici e deterministici hanno, soprattutto in relazione all'interpretazione dei fenomeni del ciclo e della crescita e, subordinatamente, alle possibilità della politica economica.

Il paragrafo quarto conclude riassumendo i punti principali dell'analisi, mentre in appendice sono raccolti i risultati di minore interesse.

Keywords: unit roots, unobserved components models, persistence of shocks, stochastic trends, business cycle, economic growth and development.

1. Trend deterministici e trend stocastici

Si supponga di osservare nel tempo il comportamento di una generica variabile economica y_t . Gli analisti delle serie storiche suggeriscono che è possibile decomporre la variabile effettivamente osservata in varie componenti più elementari, dette *componenti inosservate*, che tipicamente prendono il nome di *trend*, *ciclo*, *stagionalità* e *residuale*.

Formalmente, si pensa che si possa scrivere per y_t una decomposizione del tipo:

$$y_t = Z_t + c_t + s_t + h_t,$$

ove le grandezze che compaiono al lato destro dell'espressione indicano le componenti inosservate sopra elencate.

Trascurando per semplicità la componente stagionale e quella residuale, l'attenzione può essere focalizzata sulle sole componenti di trend (o di crescita) e di ciclo, ovvero sulle due componenti che catturano rispettivamente i movimenti di lungo periodo o permanenti della variabile in oggetto ed i

movimenti di breve periodo o transitori della stessa.

Negli ultimi anni, il carattere permanente delle fluttuazioni macroeconomiche ha costituito l'oggetto di un intenso dibattito. A partire dall'articolo di Nelson e Plosser del 1982 [Nelson-Plosser (1982)], un certo numero di contributi¹ ha messo in discussione la visione tradizionale secondo la quale il fenomeno ciclico dovrebbe essere interpretato come un fenomeno di deviazioni *temporanee* rispetto ad un trend *deterministico*. Molti economisti ritengono invece che le principali variabili macroeconomiche contengono al loro interno una componente permanente sostanziale: una variazione nella variabile considerata (ad esempio il reddito nazionale) tenderebbe a persistere nel tempo, *senza* mostrare alcuna forma di "trend reverting"².

Formalmente, le due visioni antagoniste sottintendono due diverse rappresentazioni per la serie storica considerata. Queste rappresentazioni vengono dette rispettivamente "*trend stationary*" e "*difference stationary*" e formalmente sono indicate con:

$$TS: (1) y_t = \alpha + \beta t + u_t$$

$$DS: (2) y_t = \mu + y_{t-1} + u_t$$

ove α , β e μ sono parametri invarianti rispetto al tempo, t è il tempo ed u_t una componente stocastica stazionaria.

Le due rappresentazioni, evidentemente, presentano caratteristiche molto diverse tra loro. La (2) rappresenta infatti una equazione alle differenze finite la cui soluzione è:

$$(2.a) \quad y_t = y_0 + \mu t + \sum_{i=0}^{t-1} u_{t-i}$$

$$= y_0 + \mu t + \theta_t$$

da cui, procedendo per confronto [confrontando la (2.a) con la (1)], si traggono le seguenti conclusioni:

$$a) E(y_t | TS) = \alpha + \beta t$$

$$E(y_t | DS) = y_0 + \mu t$$

$$b) Var(u_t) = \sigma_u^2$$

$$Var(\theta_t) = t\sigma_u^2$$

Il primo fatto indica che il valore atteso di y_t (ciò che potrebbe essere interpretato in un certo qual modo come la componente di trend) non dipende in alcun modo da eventi né correnti né passati nel caso TS, mentre nel caso DS esso dipende dalla storia passata come contenuta nella condizione iniziale y_0 . Il secondo risultato evidenzia invece che, mentre nel caso TS la componente stocastica u_t della rappresentazione è genuinamente ciclica o stazionaria (u_t è stazionario per ipotesi), nel caso DS la

¹ Si veda ad esempio Stock-Watson (1986), Stock-West (1988), Campbell-Mankiw (1986, 1987, 1988), Mankiw-Shapiro (1985), Perron-Phillips (1987), Schwert (1987), Ardeni-Lubian (1987).

² Come si può intuire, il fatto che trend reverting vi sia oppure no non è un fatto marginale. Si pensi ad esempio ai mercati finanziari: se y_t indicasse il corso di determinati titoli azionari, nel caso di assenza di trend reverting l'investitore si troverebbe a dover fronteggiare un rendimento in conto capitale che è incerto anche nel "lungo" periodo.

componente stocastica θ , non lo è affatto, associando una varianza che aumenta proporzionalmente col passare del tempo. Mentre nel primo caso (TS) vi è cioè una tendenza da parte della serie a ritornare, dopo avere subito uno shock esogeno, verso i livelli precedenti, nel secondo caso (DS) la tendenza è di ritornare solo verso i precedenti *tassi di crescita*.

Nelson-Plosser (1982) hanno applicato per primi alcuni test statistici elaborati da Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1979) per distinguere se, nella maggioranza dei casi, le variabili macroeconomiche rispondessero più adeguatamente ad una rappresentazione DS piuttosto che ad una rappresentazione TS. Successivamente, altri ricercatori hanno proceduto nella stessa direzione utilizzando test statisticamente più potenti³.

Benché nella maggior parte dei casi le indagini svolte abbiano raggiunto la conclusione che non è possibile rigettare l'ipotesi nulla di *integrazione*⁴ contro l'ipotesi alternativa di una rappresentazione TS, tuttavia, non si dovrebbe concludere automaticamente a favore dell'ipotesi di nonstazionarietà stocastica: la presenza di una radice unitaria, infatti, non rappresenta ancora una condizione sufficiente per questo⁵.

Beveridge-Nelson (1981), ad esempio, dimostrano che, data una variabile y_t integrata di ordine 1 [$y_t \sim I(1)$], questa può sempre essere scomposta in una componente permanente che *generalmente* (ma non in ogni caso) è un processo stocastico ed in una componente ciclica a media nulla.

Se y_t contiene una radice unitaria, applicando il teorema di decomposizione di Wold [si veda ad esempio Nerlove-Grether-Carvalho (1979), pag.30] si ottiene:

$$\Delta y_t = \mu + A(L)\epsilon_t$$

ove μ è il termine detto drift, $A(L)$ una media mobile di infiniti termini ed ϵ_t una innovazione. Partendo dall'espressione appena scritta, Beveridge e Nelson dimostrano la validità della seguente decomposizione:

$$y_t = Z_t + c_t$$

$$(*) Z_t = \mu + Z_{t-1} + \eta_t$$

$$c_t = A^*(L)\epsilon_t$$

ove

$$\eta_t \equiv A(1)\epsilon_t, A(1) \equiv \sum_{i=0}^{\infty} a_i, c_t = A^*(L)\epsilon_t \equiv \left[\left(\sum_{i=1}^{\infty} \right) \epsilon_t + \left(\sum_{i=2}^{\infty} \right) \epsilon_{t-1} + \dots \right], Z_t = \lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{t+k} | y_t, y_{t-1}, \dots) = y_t - c_t.$$

Il modello appena derivato è un modello *unobserved components* che gode di alcune peculiarità che lo rendono particolarmente attraente.

Innanzitutto si tratta di un modello coerente con la presenza di una radice unitaria nella generica

³ Per maggiori dettagli su questo punto si veda l'appendice.

⁴ In generale si definisce una variabile y_t integrata di ordine d , ciò che simbolicamente si indica $y_t \sim I(d)$, ogni variabile nonstazionaria che per essere ricondotta alla stazionarietà deve essere "differenziata" d volte; nel nostro caso, evidentemente, $d=1$. Per una esposizione più rigorosa, tuttavia, e anche per comprendere alcuni sviluppi molto interessanti come ad esempio quelli legati alla cointegrazione, si vedano comunque Granger (1986), Hendry (1986), Stock-Watson (1986), Phillips-Ouliaris (1987), Johansen (1988), Giannini (1989).

⁵ Anche autori come Campbell-Mankiw (1987), che pure propendono per ritenere più plausibile l'ipotesi di trend stocastici nell'economia, sono espliciti su questo punto quando affermano: "... assuming a unit root is consistent with both *great and little long-run persistence*". Inoltre, come ha evidenziato esplicitamente Cochrane (1988), il problema centrale non è tanto quello dell'*esistenza* di una radice unitaria, bensì quello della sua "importanza" ("*size*").

variabile y_t , ciò che ben si accorda con l'evidenza empirica già esposta in Nelson-Plosser (1982) e nei lavori analoghi. Tuttavia, e questo è già un secondo punto di interesse, non si tratta ancora di un modello che implica necessariamente la presenza di un trend stocastico⁶: infatti, nella misura in cui $A(1)$ assume un valore nullo, il trend risulta essere deterministico (Z_t è governato da una legge di movimento deterministica), mentre solo altrimenti è stocastico.

Un altro caso particolare di interesse si ha peraltro nella eventualità in cui $A(1)=1$, poiché in questo caso $Z_t = \mu + Z_{t-1} + \varepsilon_t$, ovvero Z_t è un processo stocastico del tipo "random walk con drift"⁷; questo conduce direttamente a considerare il terzo aspetto interessante connaturato al modello, il quale riguarda il modo in cui gli agenti economici formano le proprie aspettative. Malliaris-Brock (1981) pag. 16 e seg. sottolineano infatti che la caratteristica più importante di un processo "random walk" è che:

$$E(Z_{t+1} | I_t) = Z_t$$

ovvero il valore corrente della variabile considerata rappresenta il migliore previsore del suo valore futuro. Il processo implica un comportamento ottimizzante e razionale da parte degli agenti economici nella raccolta e nella elaborazione delle informazioni. Proprio questa peculiarità esercita un'attrazione notevole su coloro che sono portati ad enfatizzare il "razionalismo" e l'"equilibrio" come le caratteristiche tipiche del comportamento dell'agente economico rappresentativo.

2. Un approccio non parametrico per la misurazione della persistenza

Nel paragrafo precedente è stato chiarito che la presenza di una radice unitaria nell'operatore autoregressivo di una serie storica non è ancora un argomento sufficientemente potente per discriminare la presenza di trend stocastici da quella di trend deterministici: viceversa, solo la misurazione del fattore di persistenza [$A(1)$] è in grado di dire qualcosa di più rigoroso sull'argomento.

Nel presente paragrafo si espone l'approccio "non parametrico" dovuto a Cochrane (1988), volto ad ottenere una stima accurata di $A(1)$ ⁸. Rispetto ad alcuni approcci alternativi, che pure si conoscono in letteratura, il metodo di Cochrane presenta alcuni vantaggi:

i) è sviluppato nel contesto di un modello a componenti inosservate, ovvero al di fuori di una logica Arima alla Box-Jenkins, e perciò si presta in modo più naturale ad interpretazioni economiche⁹;

⁶ Si noti che in questo modello, poiché $Z_t = \lim_{h \rightarrow \infty} E(y_{t+h} | y_t, y_{t-1}, \dots)$, il trend è definito come il profilo di previsione (ottimale)

per la variabile in oggetto condizionatamente alle informazioni disponibili e relativamente ad un orizzonte temporale infinito. Va aggiunto inoltre che il termine $A(1)$ viene spesso denominato nella letteratura "fattore di persistenza rispetto a shock esogeni". La denominazione deriva dal fatto che, differenziando l'equazione del trend rispetto ad ε_t , si ottiene $A(1) = \Delta Z / \Delta \varepsilon_t$, ovvero $A(1)$ indica effettivamente la misura in cui uno shock esogeno pari a ± 1 fa cambiare le aspettative di lungo per y_t .

⁷ In appendice si dimostra che i due casi particolari appena menzionati sottintendono due relazioni opposte che si suppongono intercorrere tra le componenti inosservate di ciclo e di trend. In particolare, se $A(1)=0$, la relazione tra le componenti è una relazione di *perfetta incorrelazione*, ovvero il fenomeno ciclico ha una sua dinamica che è indipendente da quella della crescita; viceversa, se $A(1)=1$, la relazione è una relazione di *perfetta correlazione*, ovvero i movimenti ciclici si ripercuotono direttamente sull'evoluzione del trend.

⁸ In realtà, come avremo anche modo di chiarire meglio tra breve, Cochrane suggerisce una procedura di stima che permette di ottenere una misura della persistenza che strettamente parlando non coincide con il termine $A(1)$. Tuttavia, la misura derivata è biunivocamente legata ad $A(1)$ secondo una relazione ben precisa.

⁹ Campbell e Mankiw (1988), ad esempio, usano la metodologia Box-Jenkins dei modelli Arima per fare inferenza su $A(1)$. Questo modo di fare, tuttavia, non è soddisfacente in quanto i modelli Arima puri e semplici ("unconstrained") non sono idonei ad analizzare le proprietà di lungo periodo delle serie storiche.

ii) pur trattandosi di un modello *unobserved components*, nessuna restrizione a priori viene imposta sulla relazione che si suppone intercorrere tra le componenti inosservate di ciclo e di trend¹⁰.

L'idea di base dell'approccio è la seguente. Il termine $A(1)$, essendo una misura della persistenza nel tempo degli shock esogeni, deve coincidere con la densità spettrale del processo "differenziato" $[\Delta y_t]$ valutata in corrispondenza della frequenza di lungo periodo. Cioè deve valere¹¹:

$$|A(1)|^2 = f_{\Delta y}(\omega = 0) \\ = 1 + 2 \sum_{i=1}^{\infty} \rho_i$$

[si veda ad esempio anche Vajani (1980) vol. II pag. 91], dove $f_{\Delta y}(\omega)$ indica la densità spettrale del processo differenziato, ω la frequenza angolare e ρ_i le autocorrelazioni (sempre del processo differenziato) corrispondenti ai vari ritardi.

Definendo il rapporto che Cochrane chiama "1/k variances ratio":

$$V_k := \frac{1}{k} \cdot \frac{\text{Var}(y_t - y_{t-k})}{\text{Var}(y_t - y_{t-1})}$$

è possibile stabilire che:

$$V_k := \frac{1}{k} \cdot \frac{\text{Var}(y_t - y_{t-k})}{\text{Var}(y_t - y_{t-1})} = 1 + 2 \sum_{i=1}^{k-1} \left(1 - \frac{i}{k}\right) \rho_i$$

da cui si ottiene:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} V_k = V = 1 + 2 \sum_{i=1}^{\infty} \rho_i = |A(1)|^2$$

Come si vede, V_k rappresenta una misura della persistenza che *asintoticamente* coincide con il quadrato del fattore di persistenza¹²; ottenere una stima \hat{V}_k di V_k equivale quindi ad ottenere una stima del fattore stesso di persistenza.

Poiché il fattore di persistenza è il responso che uno shock corrente imprevisto fa conseguire

¹⁰ È facile constatare che il modello UC descritto dal sistema (*) non è identificato se non si impone almeno una restrizione a priori (per questo si indica talvolta questo modello come un modello Arima "vincolato"). Beveridge-Nelson (1981), ad esempio, impongono la restrizione di perfetta correlazione tra le componenti di ciclo e di trend, mentre d'altra parte Watson (1986) impone la condizione esattamente opposta di perfetta incorrelazione. In realtà non vi è ragione a priori per preferire un'ipotesi piuttosto che un'altra.

¹¹ Tutti i risultati esposti in seguito sono rigorosamente dimostrati, per chi ne fosse interessato, in Cochrane (1988).

¹² In realtà questo non è vero in generale, ma soltanto nei due casi particolari in cui appunto si considerano processi trend stazionari e processi random walk. In generale, infatti, le due misure della persistenza $[V$ e $A(1)]$ possono non coincidere, essendo legate dalla relazione $(1 - R^2) |A(1)|^2 = V$, ove $R^2 = 1 - \sigma_e^2 / \sigma_u^2$ è la frazione della varianza osservata che risulta "predicibile" dalla conoscenza della storia passata del processo. Su questo punto comunque si veda Campbell-Mankiw (1988), pag. 4.

sulle aspettative di lungo periodo della serie, il rapporto V_k esprime una buona approssimazione della persistenza perché incorpora al suo interno $k-1$ autocorrelazioni campionarie¹³. Si deve tuttavia stabilire in quali casi $k-1$ autocorrelazioni possono essere ritenute in realtà un numero "sufficientemente elevato" di autocorrelazioni per analizzare la proprietà di trend reverting (*long memory*) di una data serie. La risposta, evidentemente, dipende da "quanto grande" si sceglie (*the spectral window*) k . Se si fosse liberi di scegliere senza vincoli si opterebbe certamente per inserire un numero infinito di autocorrelazioni ($k = \infty$), poiché in questo caso si sarebbe certi di stare analizzando il comportamento di lungo periodo della serie ed inoltre si avrebbe garantita la correttezza della stima (infatti $\text{plim } V_k = |A(1)|^2$). Di fatto, tuttavia, si ha che la scelta di k non è arbitraria ove in particolare si è sottoposti al vincolo di scegliere valori di k "piccoli" relativamente alla dimensione campionaria T . La restrizione si deve imporre in quanto si può dimostrare che per valori di k che tendono alla dimensione campionaria T , il rapporto V_k tende *identicamente* (cioè *indipendentemente* dal fatto che la serie abbia una rappresentazione TS o DS) ad assumere valori nulli.

3. Implicazioni sulla natura del fenomeno ciclico

Le argomentazioni esposte in conclusione del paragrafo precedente suggeriscono che per "piccoli" campioni potrebbe non essere agevole derivare una "buona" stima del fattore di persistenza, ovvero potrebbe essere difficile distinguere una situazione in cui il trend è stocastico da una in cui esso è deterministico. Ad ogni modo, a prescindere da queste difficoltà di natura econometrica che pure molti econometrici stanno attualmente approfondendo, può essere utile soffermarsi sulle principali implicazioni teoriche associate ai due diversi casi.

A tal fine si considerano i grafici sotto riportati¹⁴:

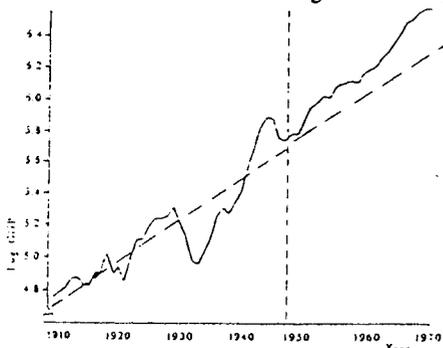


Fig 1.a: trend deterministico

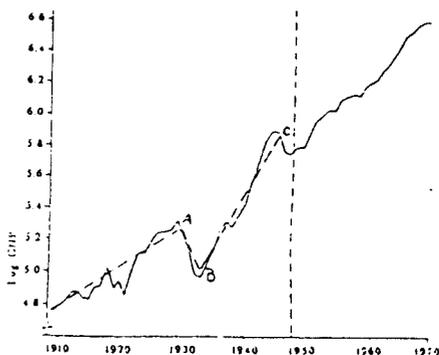


Fig 1.b: trend stocastico

I due grafici suggeriscono che le diverse configurazioni di trend deterministici e stocastici nell'economia tendono ad enfatizzare interpretazioni diverse (due diversi *fatti stilizzati*) sugli stessi dati osservati. Nel primo caso, in particolare, il fatto stilizzato è il seguente: esistono nel sistema

¹³ In presenza di trend reverting, ad esempio, ci si dovrebbe aspettare che, dopo alcune iniziali autocorrelazioni positive, corrispondenti autocorrelazioni negative facciano seguito per ristabilire la compensazione mano a mano che ci si allontana nei ritardi.

¹⁴ Il grafico, che è ripetuto doppiamente, si riferisce al prodotto nazionale lordo statunitense ed è tratto da Harvey (1985).

economico delle fluttuazioni cicliche di ampiezza non trascurabile che mostrano nel tempo una tendenza a ritornare verso i valori di un trend deterministico. Nell'altro caso, invece, il fatto corrispondente è: esiste un trend stocastico "variabile" in conseguenza di shock esogeni, intorno al quale le fluttuazioni cicliche risultano di entità trascurabile¹⁵. La presenza di un *trend stocastico* tende cioè ad avvalorare una diversa interpretazione del fenomeno ciclico: non più e non tanto un fenomeno di ampie fluttuazioni stabili intorno ad un trend prefissato ed immutabile, quanto piuttosto un fenomeno di lievi fluttuazioni stabili intorno ad un trend che tende dinamicamente a modificarsi nel corso del tempo¹⁶.

Soprattutto coloro che sono chiamati a prendere delle decisioni di politica economica non sono disinteressati a questo tipo di problemi. Se i *policy makers* ritengono infatti corretta l'ipotesi di un trend deterministico, allora la loro preoccupazione è fondamentalmente una preoccupazione di ciclo: essi valuteranno favorevolmente quelle politiche che riducono le fluttuazioni cicliche rispetto al trend deterministico. Se viceversa giudicano più plausibile l'ipotesi di un trend stocastico, in questo caso la preoccupazione principale coincide invece con la crescita economica: essi saranno più propensi a predisporre politiche economiche di lungo periodo (che influenzano le aspettative di lungo periodo degli agenti) capaci di preservare il sistema da inversioni di tendenza del tipo "da A a B" (si veda la fig. 1.b), incoraggiando invece inversioni del tipo "da B a C". Il compito dei *policy maker*, in tal caso, non coincide più con la stabilizzazione di fluttuazioni cicliche marginali, bensì il nuovo obiettivo diventa la stabilizzazione nel tempo dei *fundamentals* (trend) *stocastici* dell'economia. Ciò favorisce la tesi recente secondo la quale l'attenzione maggiore da parte dei ricercatori dovrebbe essere rivolta più verso i problemi della crescita (e dello sviluppo) che non verso quelli del ciclo¹⁷.

Quest'ultimo argomento, del resto, non pare privo di interesse soprattutto ai giorni nostri, ove i divari osservati nei processi di crescita e di modernizzazione dei paesi industrializzati ed in via di sviluppo si vanno sempre più manifestamente ampliando. Anche indagini empiriche svolte recentemente¹⁸, ad esempio, confermano che per i paesi industrializzati la variabilità dei trend di crescita è stata significativa solo fino al periodo che ha preceduto la seconda guerra mondiale (si veda anche la figura 1.b), mentre per i paesi in via di sviluppo l'instabilità della crescita rappresenta tutt'ora un problema drammaticamente reale¹⁹.

¹⁵ Mentre nel primo caso la variabilità dei dati è attribuita principalmente alla componente ciclica, nel secondo caso essa deriva in larga parte dalla componente di trend [per la dimostrazione nel contesto del modello UC descritto dal sistema (*), si veda l'apposita appendice]. Per questo Stock-Watson (1988) pag. 150 affermano: "Indeed one can imagine the extreme view that there is no business cycle, in the sense that all economic fluctuations are merely movements in variable trends".

¹⁶ Anche dal punto di vista della logica economica la cosa non pare irragionevole: si ricordi infatti che il trend di una variabile può essere interpretato come l'aspettativa di lungo periodo che gli agenti economici nutrono sulla stessa, ed è normale considerare che le aspettative degli agenti non siano date una volta per tutte, essendo invece subordinate, in ogni momento, alle informazioni disponibili.

¹⁷ A testimonianza del recente riorientamento degli sforzi di ricerca nella direzione della crescita e dello sviluppo economico, si vedano i lavori di King-Plosser-Stock-Watson (1987), King-Plosser-Rebelo (1988, a,b), Barro (1988), Helpman (1988), Prescott (1988) e soprattutto Lucas (1988).

¹⁸ Dolado-Banerjee-Galbraith (1988), Christiano (1988).

¹⁹ Lo stesso Lucas, probabilmente avendo in mente recenti stime della FAO (Food and Agriculture Organization) che fanno presente all'opinione pubblica internazionale che circa 15 milioni di bambini muoiono ogni anno nel Terzo Mondo per cause imputabili a sottosviluppo socio-economico (ovvero per cause imputabili a malnutrizione, malattie infettive e parassitarie, mancanza di adeguata assistenza sanitaria ecc.), è esplicito su questo punto quando afferma: "I do not see how one can look at figure like these without seeing them as representing possibilities. [...] The consequences for human welfare involved in questions like these are simply staggering: Once one starts to think about them, it is hard to think about anything else" [Lucas (1988), pag.5].

4. Conclusioni

Riferendosi a tipologie di fatti stilizzati come quelli che vanno comunemente sotto il nome di "ciclo" e di "crescita" economica, per molto tempo gli economisti sono stati abituati a ragionare *come se* si trattasse di cose tra loro distinte e separate, senza alcuna connessione o dipendenza reciproca. Mentre il trend è spesso stato interpretato nel sistema come il "sentiero dinamico deterministico" dell'evoluzione, le fluttuazioni cicliche rappresentavano semplici variazioni transitorie e contingenti rispetto al "movimento secolare".

Gli esponenti della Nuova Macroeconomia Classica, dovendo scegliere se indirizzare il loro programma di ricerca principalmente verso i problemi della crescita oppure del ciclo, preferirono chiaramente optare verso questi ultimi. Ciò derivava dal fatto che, mantenendo come punto fermo la presenza di un trend deterministico, essi assistevano a scostamenti (le fluttuazioni cicliche), intomo a quel trend, di non trascurabile entità. Poiché simili scostamenti erano interpretati fondamentalmente come situazioni di "disequilibrio" del sistema, questo costituiva ciò che sostenitori convinti dell'*equilibrio* e del *metodo dell'equilibrio* non potevano assolutamente razionalizzare all'interno del loro schema teorico.

I lavori di Lucas degli anni settanta [si veda Lucas (1972), (1975)], del resto, costituivano già un tentativo deliberato di riconciliare ciò che, apparentemente, sembrava tutt'altro che riconciliabile. Se gli agenti economici potevano malcapitare in situazioni di "disequilibrio", così come sembravano ampiamente confermare i dati empirici, questo doveva essere imputato più all'incertezza gravante sul sistema economico²⁰ che al comportamento irrazionale e miope di operatori sprovveduti.

Se questa è stata, in sintesi, l'impostazione "ortodossa" che ha prevalso nel passato anche recente, tuttavia, da qualche tempo a questa parte, il punto di vista (anche all'interno della NMC) non pare più essere lo stesso. In particolare, propendendo per un abbandono definitivo dell'ipotesi di trend deterministici, alcune delle posizioni originarie sono passibili di essere riviste ed aggiornate alla luce di nuove considerazioni. Se i trend dell'economia tendono a muoversi a fronte di shock esogeni, ad esempio, è ampiamente ammissibile che dei provvedimenti decisi dalle autorità siano in grado di esercitare effetti duraturi (permanenti) sulla dinamica delle variabili macroeconomiche: ciò accadrebbe nella misura in cui questi stessi provvedimenti fossero di portata tale da modificare "adeguatamente" le aspettative di lungo periodo degli agenti²¹.

Tutto ciò porta attualmente a riconsiderare con spirito critico la mole impressionante di proposizioni di neutralità delle politiche economiche formulate negli ultimi anni da molti esponenti appartenenti alla scuola di pensiero dei Nuovi Classici. Soprattutto, nuove prospettive sembrano aperte alla politica economica al di fuori della logica liberista del principio del *laissez-faire*²².

Altre assonzioni tipiche dell'impianto teorico della NMC, però, come ad esempio l'ipotesi di aspettative razionali o la concezione dell'equilibrio, sembrano uscire più rafforzate che indebolite: la presenza di un trend stocastico implica infatti assenza nel sistema di un fenomeno ciclico significativo, ovvero le situazioni di disequilibrio *sistematico* non sembrerebbero rappresentare un fenomeno

²⁰ Poco importa dal punto di vista logico che l'incertezza fosse imputata da Lucas alla "imprevedibilità" delle politiche monetarie governative.

²¹ In generale è verosimile ipotizzare che il trend (le aspettative di lungo periodo) tenda a muoversi solo in conseguenza di sollecitazioni esterne di "forte" intensità, ciò che, come già Nelson-Plosser (1982) hanno concluso sin dall'inizio, conduce a ritenere che la genesi della variabilità osservata nei dati debba essere imputata più a shock esogeni di carattere "reale" (cioè a mutamenti nelle preferenze e/o nella tecnologia) che non a shock esogeni di carattere puramente monetario. E' questa del resto la direzione in cui stanno attualmente lavorando gli esponenti del programma di ricerca "Real Business Cycle", a partire dai contributi pionieristici di Kydland-Prescott (1982) e Long-Plosser (1983).

²² La neutralità della politica economica è stata senza dubbio il punto sul quale un po' tutti hanno manifestato le maggiori perplessità, come ad esempio si può constatare attraverso la lettura, solo per limitarsi ad alcuni saggi pubblicati in lingua italiana, di Onofri (1982), Vicarelli (1985), Conicelli-Siconolfi (1986), Rodano (1987), Vercelli (1987).

frequentemente osservato nel sistema economico. Al tempo stesso, nella misura in cui il fenomeno ciclico cessa di essere il centro dell'attenzione, nuovi orientamenti teorici individuano nella crescita e nello sviluppo economico i grandi temi della ricerca macroeconomica dei prossimi anni.

APPENDICE

i) Formalmente, il test sulla presenza di una radice unitaria considera il seguente modello:

$$(a) \quad y_t = a_1 + a_2 y_{t-1} + a_3 t + u_t.$$

L'ipotesi nulla coincide con la rappresentazione DS ed è espressa nei termini: $a_2 = 1$ e $a_3 = 0$. Il *t-ratio* relativo alla variabile esplicativa y_{t-1} , che scaturisce dalla regressione indica una statistica che può essere calcolata per esprimere il giudizio sull'ipotesi nulla di interesse. Alternativamente, una diversa statistica idonea allo scopo, e in un certo qual modo anche più rigorosa data la natura "congiunta" dell'ipotesi nulla sopra specificata, risulta essere data dal rapporto di verosimiglianza (LR); quest'ultimo, come noto, richiede di stimare non solo il modello sopra scritto (detto "unrestricted"), ma anche il modello cosiddetto "vincolato" $\Delta y_t = a_1 + u_t$, per calcolare poi la statistica $F = \frac{RRSS - URSS}{URSS} \cdot \frac{T-t}{k-1}$, ove:

RRSS = somma dei quadrati degli scarti derivanti dalla regressione condotta sul modello o "vincolato";

URSS = somma dei quadrati degli scarti derivanti dalla regressione condotta sul modello "non vincolato";

k = numero di parametri complessivamente stimati nel modello non vincolato.

Qualunque sia la procedura che si decide di adottare, i valori ottenuti non possono essere confrontati con gli usuali valori critici tabulati: si ha infatti che, sotto l'ipotesi nulla di una radice unitaria, y_t è un processo stocastico nonstazionario, ciò che non consente di applicare i risultati tradizionali di teoria asintotica. In particolare si ha che né il *t-ratio* si distribuisce più in questo ambiente come una *t* di Student, né la quantità *F* come una *F* di Fisher. Per questo motivo Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1979, 1981) hanno condotto delle simulazioni Monte Carlo per calcolare le nuove distribuzioni delle statistiche di interesse, tabulando appositamente i convenienti valori critici.

Successivamente, Dickey-Said (1984), considerando il problema della possibile correlazione seriale degli u_t nella (a), hanno proposto la seguente specificazione alternativa:

$$(b) \quad \Delta y_t = a_1 + a_2 y_{t-1} + a_3 t + \sum_{i=2}^p a_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN$$

ove $H_0: a_i = 0, i = 2, 3, \dots, p$.

Phillips (1987) e Perron-Phillips (1986), d'altra parte, hanno affrontato lo stesso problema in modo diverso. Invece di modificare la specificazione sulla quale condurre il test, essi hanno modificato le statistiche originariamente proposte da Dickey e Fuller rendendole coerenti con un modello in cui i residui di regressione sono ammessi contenere un certo grado di correlazione seriale e/o di eteroschedasticità. Il problema di tutti questi test, tuttavia, è che la loro potenza non sempre può essere considerata soddisfacente [per una critica si veda ad esempio Cochrane (1987)].

ii) Considerando il modello UC espresso dal sistema (*), η_t ed ε_t sono i disturbi associati rispettivamente alla componente di trend e di ciclo. E' utile partire dalla correlazione esistente tra questi disturbi per capire la relazione che lega le componenti inosservate. Indicando con $\sigma_{\eta\varepsilon}$ la correlazione incrociata, si ha [si veda ad esempio Orsi (1985) pag. 117]:

$$\sigma_{\eta\epsilon} = \frac{\text{Cov}(\eta_t; \epsilon_t)}{\text{Var}(\eta_t) \cdot \text{Var}(\epsilon_t)} = \frac{\text{Cov}(\eta_t; \epsilon_t)}{\sigma_\eta \cdot \sigma_\epsilon},$$

da cui, tenendo presente che η_t ed ϵ_t sono legati dalla relazione $\eta_t = A(1)\epsilon_t$, è facile stabilire che:

$$\text{Cov}(\eta_t; \epsilon_t) = E(\eta_t \cdot \epsilon_t) = E[A(1) \cdot \epsilon_t \cdot \epsilon_t] = A(1)\sigma_\epsilon^2.$$

Sostituendo, si ottiene:

$$\sigma_{\eta\epsilon} = \frac{A(1)\sigma_\epsilon^2}{\sigma_\eta \cdot \sigma_\epsilon} = A(1) \cdot \frac{\sigma_\epsilon}{\sigma_\eta}.$$

Si constata perciò che quando $A(1)=0$, $\sigma_{\eta\epsilon} = 0$; viceversa, se $A(1)=1$, $\sigma_{\eta\epsilon} = 1$.

iii) Nel contesto del modello UC descritto dal sistema (*), la relazione definitoria $y_t = Z_t + c_t$ può essere espressa in termini di variabilità scrivendo:

$$(a) \text{Var}(y_t) = \text{Var}(Z_t) + \text{Var}(c_t) + 2\text{Cov}(Z_t; c_t).$$

Si procede quindi determinando quanto valgono le varianze delle due componenti inosservate di trend e di ciclo e la covarianza, corrispondentemente ad entrambe le rappresentazioni (TS e DS). Per derivare l'espressione della covarianza, si applica l'eguaglianza definitoria. Si ha:

$$\text{Cov}(Z_t; c_t) = E[(Z_t - EZ_t) \cdot (c_t - Ec_t)].$$

Considerando quindi che $E(Z_t) = \mu + Z_{t-1}$ e $E(c_t) = 0$, si ricava:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Z_t; c_t) &= E[(Z_t - \mu - Z_{t-1}) \cdot c_t] \\ &= E[(\Delta Z_t - \mu) \cdot c_t] \\ &= E(\Delta Z_t \cdot c_t - \mu c_t) \\ &= E(\Delta Z_t \cdot c_t) - \mu E(c_t) \\ &= E(\Delta Z_t \cdot c_t) \\ &= E[(\mu + A(1))\epsilon_t \cdot A^*(L)\epsilon_t] \\ &= A(1)A^*(L)E(\epsilon_t^2) \\ &= A(1)A^*(L)\sigma_\epsilon^2, \end{aligned}$$

da cui consegue che $\text{Cov}(Z_t; c_t) = 0$ quando $A(1)=0$, mentre $\text{Cov}(Z_t; c_t) = A^*(L)\sigma_\epsilon^2$ quando $A(1)=1$.

Condizionatamente ai due casi TS e DS si ha allora:

$$(a.1) \text{Var}(y, | TS) = \text{Var}(Z_t) + \text{Var}(c_t)$$

$$(a.2) \text{Var}(y, | DS) = \text{Var}(Z_t) + \text{Var}(c_t) + 2A^*(L)\sigma_\varepsilon^2.$$

Nel caso TS, poiché vale $Z_t = \mu + Z_{t-1}$, risolvendo l'equazione alle differenze si ricava:

$$Z_t = Z_0 + \mu t$$

da cui si deduce:

$$\text{Var}(Z_t) = \text{Var}(Z_0 + \mu t) = 0$$

che sostituita nella (a.1) dà:

$$\text{Var}(y, | TS) = \text{Var}(c_t).$$

Ciò rende esplicita la caratteristica del modello con trend deterministico di attribuire tutta la variabilità dei dati alla sola componente di ciclo. Poiché il ciclo coincide per definizione con la componente transitoria, questo significa che tutta la variabilità dei dati è una variabilità transitoria (contingente).

Nel caso "random walk", viceversa, poiché si ha $Z_t = \mu + Z_{t-1} + \varepsilon_t$, risolvendo analogamente l'equazione, si ottiene:

$$Z_t = Z_0 + \mu t + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \dots + \varepsilon_1)$$

da cui:

$$\text{Var}(Z_t) = \text{Var} Z_0 + \mu t + (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \dots + \varepsilon_1) = t \sigma_\varepsilon^2.$$

Il risultato questa volta implica una variabilità ben maggiore per il trend (in particolare tanto maggiore quanto maggiore risulta σ_ε^2 e con tendenza ad aumentare col passare del tempo).

Riferimenti bibliografici.

- Ardeni P.G., D. Lubian (1987) "Radici Unitarie in Macroeconomia: Teorie, Tests e Conseguenze Empiriche" manoscritto
- Barro R.J. (1988) "Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth" NBER w.p. no. 2588
- Beveridge S., C.R. Nelson (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*, 7 pag.151-174
- Campbell J.Y., N.G. Mankiw (1986) "Are Output Fluctuations Transitory?" *Quarterly Journal of Economics* pag. 857-879
- Campbell J.Y., N.G. Mankiw (1987) "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations" *American Economic Review*, May, pag. 111-117
- Campbell J.Y., N.G. Mankiw (1988) "International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuations" NBER w.p. No. 2498
- Christiano L.J. (1988) "Searching for a Break in GNP" Research Department Federal Reserve Bank of Minneapolis w.p. no. 416
- Cochrane J.H. (1988) "How Big is the Random Walk in GNP?" *Journal of Political Economy*, 96 pag. 893-920
- Cochrane J.H. (1987) "The Application of Unit Root Tests: a Critique" University of Chicago, manoscritto
- Coricelli F., P. Siconolfi (1986) "Equilibrio Economico Generale e Macroeconomia: Una Critica della Nuova Macroeconomia Classica" *Politica Economica*, 1 pag. 45-79
- Dickey D.A., W.A. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root" *Econometrica*, 49 pag.1057-1072
- Dolado J., Banerjee A., J.W. Galbraith (1988) "Does GNP Have a Unit Root? A Detailed Examination Using Recursive Methods" Applied Discussion Paper no. 54, University of Oxford
- Engle R.F., C.W.J. Granger (1987) "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, 55 pag. 251-276
- Fuller W.A. (1976) "Introduction to Statistical Time Series" New York: Wiley
- Giannini C. (1989) "Cointegrazione, Analisi di Rango e Stima Consistente dello Spazio di Cointegrazione Partendo dalle Stime di un VAR in Livelli" Università di Ancona, Dipartimento di Economia, Quaderni di Ricerca no. 13

- Granger C.W.J. (1986) "Development in the Study of Cointegrated Variables" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 pag. 213-228
- Helpman E. (1988) "Growth, Technological Progress and Trade" NBER w.p. March 1988
- Hendry D.F. (1986) "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: an Overview" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 pag. 201-212
- Johansen S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 pag. 231-254
- King R., Plosser C, S. Rebelo (1988.a) "Production, Growth and Business Cycles: The Basic Neoclassical Model" *Journal of Monetary Economics*, 21 pag. 195- 232
- King R., Plosser C, S. Rebelo (1988.b) "Production, Growth and Business Cycles: New Directions" *Journal of Monetary Economics*, 21 pag. 309-341
- King R., Plosser C., Stock J.H., M.W. Watson (1987) "Stochastic Trends and Economic Fluctuations" NBER w.p. No. 2229
- Kydland F.E., E.C. Prescott (1982) "Time to Build and Aggregate Fluctuations" *Econometrica*, 50 pag. 1345-1370
- Long J.B., C.I. Plosser (1983) "Real Business Cycles" *Journal of Political Economy*, 91 pag. 36-69
- Lucas R.E.Jr. (1972) "Expectations and the Neutrality of Money" *Journal of Economic Theory*, 22 pag. 3-42
- (1975) "An Equilibrium Model of the Business Cycle" *Journal of Political Economy*, 83 pag.1113-1144
- (1988) "On the Mechanics of Economic Development" *Journal of Monetary Economics*, 22 pag. 3-42
- Malliaris A.G., W.A. Brock (1981) "*Stochastic Methods in Economics and Finance*" Amsterdam-New York-Oxford: North-Holland
- Mankiw N.G., M.D. Shapiro (1985) "Trends, Random Walks, and Tests of the Permanent Income Hypothesis" *Journal of Monetary Economics*, 16 pag. 165-174
- Nelson C.R., C. Plosser (1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implication" *Journal of Monetary Economics*, 10 pag. 139-162
- Onofri P. (a cura di) (1982) "*Le Aspettative Razionali e la Teoria Macroeconomica*" Roma: ISCO
- Orsi R. (1985) "*Probabilità e Inferenza Statistica*" Bologna: Il Mulino
- Perron P. (1986) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from

a New Approach" University of Montreal Cahier 8650

Perron P., P.C.B. Phillips (1987) "Does GNP Have a Unit Root?" *Economic Letters*, 23 pag. 139-145

Phillips P.C.B. (1987) "Time Series Regression with a Unit Root" *Econometrica*, 55 pag. 277-301

Phillips P.C.B., S. Ouliaris (1987) "Testing for Cointegration Using Principal Component Methods" Cowles Foundation Discussion Paper 809-R

Phillips P.C.B., P. Perron (1986) "Testing for a Unit Root in a Time Series Regression" manoscritto

Prescott E.C. (1988) "Robert M. Solow's Neoclassical Growth Model: An Influential Contribution to Economics" *Scandinavian Journal of Economics*, 90 pag. 7-12

Rodano G. (1987) "*Ascesa e Declino della Nuova Macroeconomia Classica*" Bologna: Il Mulino

Sargent T.J. (1987) "*Dynamic Macroeconomic Theory*" Cambridge: Harvard University Press

Schwert G.W. (1987) "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data" *Journal of Monetary Economics*, 20 pag. 71-103

Stock J.H., M Watson (1986) "Testing for Common Trends" Harvard University Discussion Paper 1222, Cambridge USA

Stock J.H., M.W. Watson (1986) "Does GNP Have a Unit Root?" *Economic Letters*, 22 pag. 147-151

Stock J.H., M.W. Watson (1988) "Variable Trends in Economic Time Series" *Journal of Economic Perspectives*, 2 pag. 147-174

Stock J.H., K.D. West (1988) "Integrated Regressors and Tests of the Permanent-Income Hypothesis" *Journal of Monetary Economics*, pag. 85-95

Vajani L. (1980) "*L'Analisi Statistica delle Serie Temporalì*" volumi 1-2 Padova: Cluep Editrice

Vercelli A. (1987) "*Keynes dopo Lucas: I Fondamenti della Macroeconomia*" Roma: Nuova Italia Scientifica

Vicarelli F. (1985) "Leggi di Natura e Politica Economica: Considerazioni sui Fondamenti Teorici della Nuova Macroeconomia Classica" *Politica Economica*, 1 pag. 7-36

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