

Crescita e fluttuazioni economiche: un'analisi di lungo periodo dell'Italia postunitaria, 1861-2009*

Fabio Clementi¹, Marco Gallegati² e Mauro Gallegati²

¹*Dipartimento di Studi sullo Sviluppo Economico, Università di Macerata, Piazza G. Oberdan 3, 62100 Macerata, Italia*

²*Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali, Università Politecnica delle Marche, P.le Martelli 8, 60121 Ancona, Italia*

1 Introduzione

L'Italia vanta una solida tradizione di studi di contabilità nazionale. Le prime ricostruzioni dal 1861 al 1956 di fonte ISTAT (1957) furono in seguito riviste ed arricchite da un gruppo di ricercatori dell'Università di Ancona diretto da Fuà (1969). Successivamente Maddison (1991) ha ricalcolato le serie del prodotto interno lordo per il periodo 1861-1989, mentre Rossi *et al.* (1993) hanno ricostruito per gli anni 1890-1990 l'insieme delle serie retrospettive utilizzando le nuove stime fornite, rispettivamente, dalla Banca d'Italia (Rey, 1991) e da Golinelli e Monterastelli (1990). Infine, più di recente Fenoaltea (2005a,b, 2006) ha proceduto a ricostruire le serie storiche del periodo compreso tra l'Unità e la vigilia della prima guerra mondiale.

La disponibilità di serie macroeconomiche retrospettive ha consentito, in epoca relativamente recente, una proliferazione di studi sulla natura e le cause delle fluttuazioni economiche in Italia¹ e – in una prospettiva storica – sugli aspetti della crescita moderna del paese². Grazie a questi lavori, le conoscenze sull'andamento dell'economia italiana durante un arco di tempo assai più lungo di quanto sia solitamente possibile sono notevolmente progredite in questi ultimi anni.

Il nostro contributo partecipa a questa rinnovata attenzione da parte di storici ed economisti per le statistiche retrospettive di contabilità nazionale con un'analisi empirica dell'andamento dell'economia italiana nel corso degli anni unitari 1861-2009. A tale scopo l'indagine utilizza le stime di alcuni storici economici che si sono occupati direttamente della revisione dei principali aggregati di contabilità nazionale insieme a quelle dell'ISTAT per gli anni più recenti, studiando l'evoluzione di fondo e l'andamento congiunturale dell'economia del paese attraverso l'uso di tecniche di analisi più e meno tradizionali.

Per quanto riguarda il comportamento del ciclo economico italiano dall'Unità al presente, l'indagine è inizialmente condotta seguendo l'approccio della letteratura *Real Business Cycle* (RBC) basato su statistiche descrittive nel dominio temporale delle serie storiche. Questo approccio è direttamente riconducibile alla strategia di ricerca ispirata da Lucas (1977), fondata sull'ipotesi che i cicli economici siano *all alike* con riferimento alle regolarità dei comovimenti delle varie serie storiche³. Il nostro lavoro cercherà tuttavia di andare oltre questa ipotesi metodologica, integrando

* Questo lavoro è basato sull'intervento effettuato al convegno in ricordo di Giorgio Fuà "Sviluppo economico e benessere" (Ancona, 5-6 novembre 2010) di cui si desidera ringraziare, senza coinvolgimento di responsabilità, i partecipanti.

¹ Cfr. ad esempio Ardeni e Gallegati (1991), Onofri *et al.* (1992), Ardeni e Gallegati (1994a,b), Chiarini (1994), Fiorito e Kollintzas (1994), Giannini *et al.* (1995), Ancona e Bonato (1996), Gallegati (1996), Schlitzer (1996), Stanca (1996), Checchi *et al.* (1997), Gaffeo e Gallegati (1997), Gallegati e Stanca (1998) e Delli Gatti *et al.* (2003, 2005).

² Oltre ai volumi di Fuà (1969, 1981), si vedano Ciocca e Toniolo (1976), Toniolo (1978, 1988), Zamagni (1993), Ciocca (1994) e Federico (1994).

³ «One is led by the facts to conclude that, with respect to the qualitative behaviour of co-movements among series,

l'analisi moderna del filone RBC con una descrizione dettagliata di cicli e fasi individuali secondo l'approccio tradizionale del *National Bureau of Economic Research* (NBER) e verificando la robustezza dei risultati ottenuti mediante l'impiego della trasformata *wavelet*, un modo alternativo di affrontare il problema della scomposizione di serie storiche non stazionarie che sta trovando crescente applicazione nella ricerca empirica sul ciclo economico. L'obiettivo è quello di identificare possibili permanenze e discontinuità nelle fluttuazioni economiche in Italia e, alla luce dell'evidenza empirica, riconsiderare la questione della similitudine dei cicli e la compatibilità di questa con le posizioni teoriche dominanti in materia di fluttuazioni.

Il lavoro è organizzato nel seguente modo. Il paragrafo successivo fornisce una descrizione della base dati ed illustra le trasformazioni preliminari delle serie utilizzate per l'analisi empirica. Le soluzioni adottate in relazione alle questioni metodologiche connesse all'analisi della crescita e del comportamento ciclico sono presentate nel § 3. Il § 4 fornisce una visione d'insieme dell'evoluzione economica di fondo dell'Italia dall'unificazione al presente e riporta i risultati dell'analisi empirica del comportamento ciclico dell'economia italiana nel periodo oggetto d'indagine. Infine, il § 5 conclude riassumendo i principali risultati del lavoro.

2 Fonti e descrizione dei dati

Il campione di dati annuali utilizzato nel presente lavoro proviene da diverse fonti. Un primo insieme di dati va dal 1913 al 1970 e contiene le serie pubblicate in Rossi *et al.* (1993). Tali serie sono state poi estese in avanti utilizzando i dati di contabilità nazionale dell'ISTAT dal 1970 al 2009⁴ e all'indietro, per il periodo 1861-1913, sulla base delle recenti stime contenute in Fenoaltea (2005a,b, 2006)⁵. Quest'ultime, in particolare, segnano un passo in avanti rispetto alle revisioni della contabilità nazionale finora disponibili per il periodo compreso tra l'Unità e la vigilia della prima guerra mondiale. La nuova serie del prodotto complessivo elaborata da Fenoaltea rivela infatti, nell'arco del cinquantennio post-unitario, un profilo temporale diverso da quello condiviso dalle serie precedenti. Scompare, soprattutto, l'accelerazione della crescita di fine secolo che caratterizza la serie elaborata dal gruppo condotto da Fuà (1969)⁶: nella nuova serie il prodotto cresce, dall'Unità alla prima guerra mondiale, senza particolari discontinuità⁷ (cfr. Figura 1⁸).

business cycles are all alike» (Lucas, 1977, pag. 218). Le fluttuazioni, pertanto, non sarebbero confrontabili in termini di durata ed ampiezza, ma guardando al solo comportamento ciclico e allo spostamento di fase rispetto alla variabile di riferimento.

⁴ Le serie ISTAT dei conti economici nazionali sono disponibili all'indirizzo: http://www.istat.it/dati/dataset/20100813_01/.

⁵ Le serie sono state unite, ove necessario, moltiplicando la serie anteriore per una costante determinata in modo tale che le serie avessero lo stesso valore in corrispondenza del punto di congiunzione.

⁶ Il "decollo" (*take-off*) di fine secolo che caratterizza le ricostruzioni di fonte Fuà (1969) sembra dovuto alla sottostima della produzione agricola negli anni Ottanta e buona parte degli anni Novanta, e al riassorbimento di questo errore negli anni a cavallo del secolo (cfr. ad esempio Federico, 1982).

⁷ Si alternano naturalmente periodi di crescita più e meno rapida: ad una crescita superiore alla media, tra il 1877 e il 1886, seguono infatti un decennio di stagnazione (fino al 1898) ed una successiva ripresa ancora più forte rispetto alla prima (cfr. Fenoaltea, 2005b).

⁸ La figura è stata ottenuta con la procedura descritta in Fenoaltea (2005b, pagg. 304-306), cui si rimanda per maggiori dettagli.

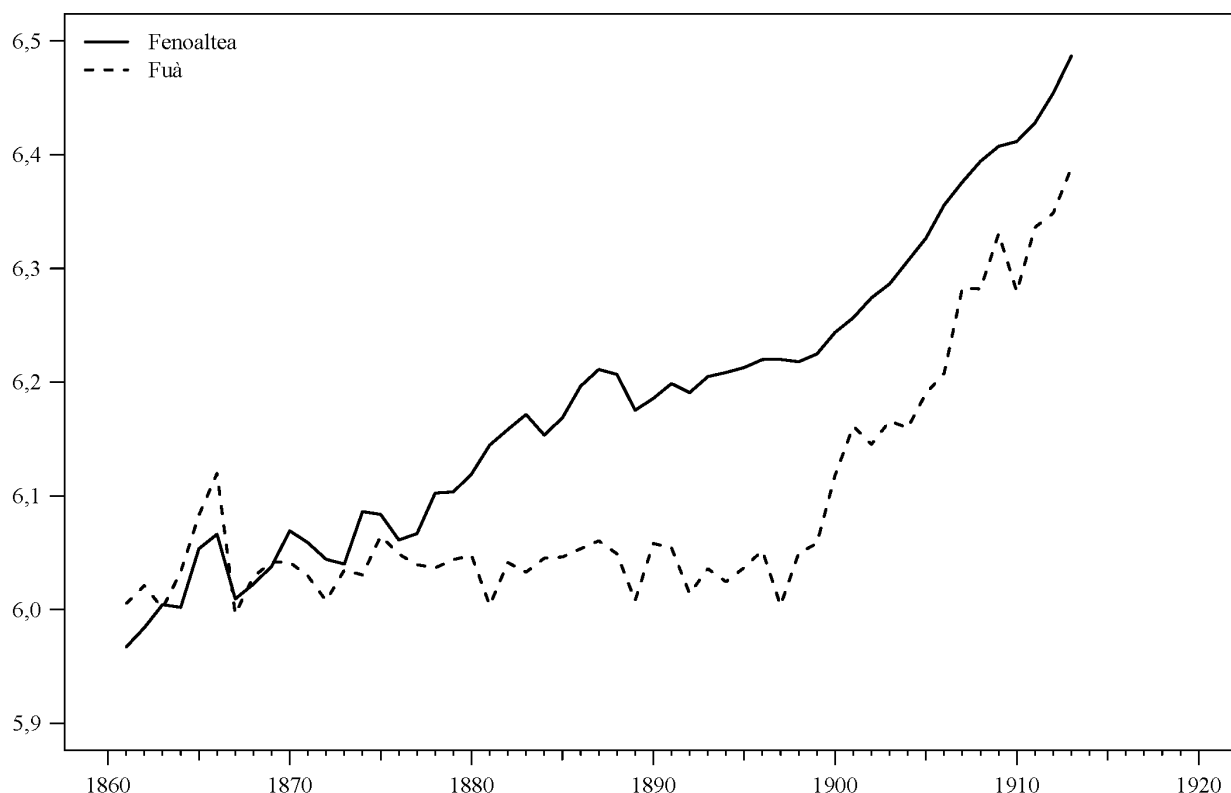


Fig. 1 – Il PIL pro capite in Italia, 1861-1913

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) e Fuà (1969).

Nell'insieme, la base dati utilizzata contiene 19 serie storiche, alcune frutto di nostre elaborazioni⁹. Le variabili sono relative all'intervallo temporale compreso tra il 1861 e il 2009, ad eccezione delle serie riguardanti le componenti della domanda aggregata, disponibili solo a partire dal 1913, le unità di lavoro totali (che non sono disponibili per i periodi 1861-1910 e 1939-1950) e i salari nominali (disponibili solo a partire dal 1893). Tra le serie derivanti da nostre elaborazioni, i salari reali sono stati ottenuti dividendo i salari nominali per il deflatore del PIL – derivato a sua volta elaborando le serie originali del prodotto, mentre la produttività del lavoro è data dal PIL diviso per le unità di lavoro totali.

Le serie sono espresse per l'intero intervallo a prezzi costanti 1911, 1938, 1985 e 2000, rispettivamente, per i periodi 1861-1913, 1913-1951, 1951-1970 e 1970-2009. Nella gran parte dei casi, e salvo indicazioni contrarie, tali serie sono state rese in valori pro capite e trasformate in logaritmi.

Allo scopo di fornire una descrizione qualitativa del *dataset* utilizzato, la Figura 2 presenta l'andamento temporale per l'intero periodo su cui si svolge l'analisi della serie in log-livelli del PIL pro capite, vale a dire dell'indicatore di riferimento dell'attività economica aggregata.

3 Aspetti metodologici

3.1 L'analisi della crescita

⁹ Le serie utilizzate possono essere suddivise nei seguenti gruppi: PIL e componenti della domanda aggregata (consumi privati, spesa pubblica, investimenti fissi lordi, scorte, esportazioni, importazioni, esportazioni nette); valore aggiunto totale e settoriale (agricoltura, industria, servizi privati, Pubblica amministrazione); variabili relative al mercato del lavoro (unità di lavoro totali, produttività del lavoro, salari nominali, salari reali); varie (popolazione, deflatore del PIL).

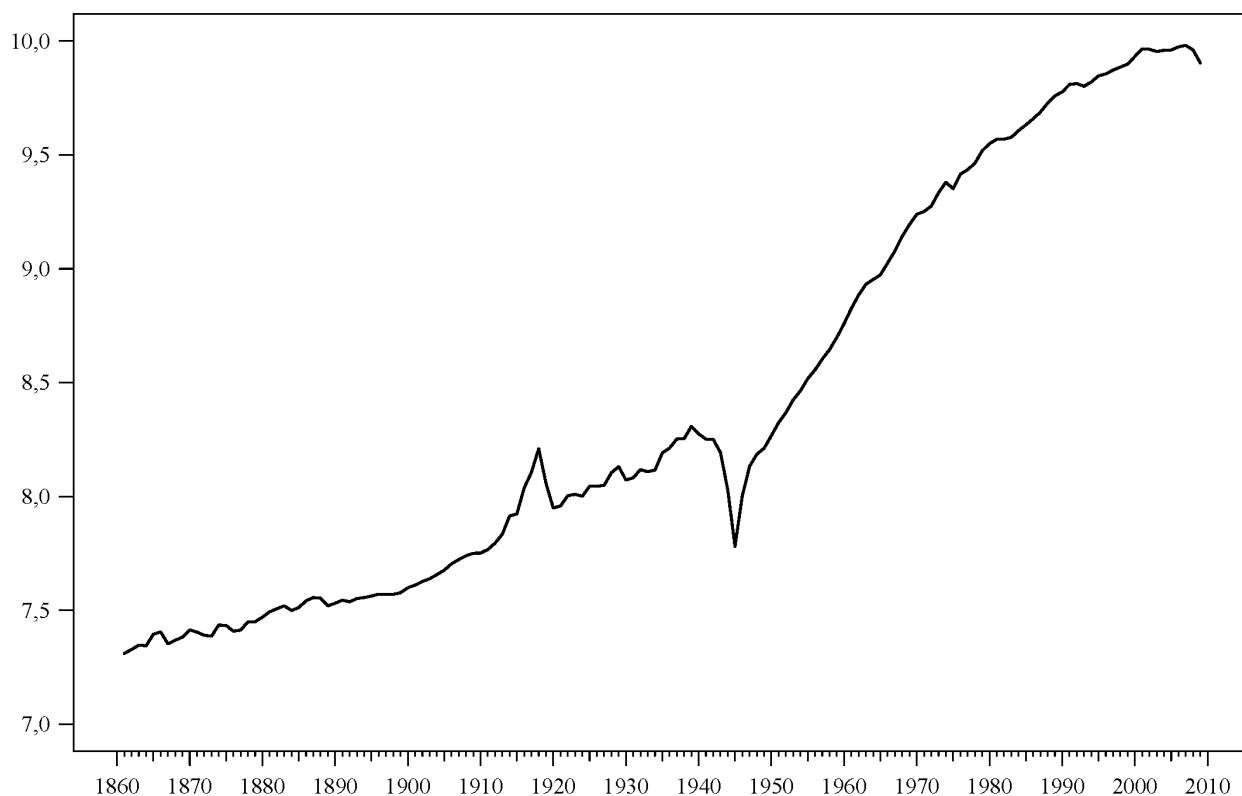


Fig. 2 – Il PIL pro capite in Italia, 1861-2009

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

3.1.1 L'identificazione delle fasi di crescita

L'uso di serie secolari consente di indagare sui mutamenti intervenuti nella struttura dell'economia italiana dall'Unità al presente. Nonostante i difetti di schematismo che ogni periodizzazione porta con sé, per una visione di sintesi del fenomeno è tuttavia utile distinguere diverse fasi dell'evoluzione economica italiana, a cui approssimativamente corrispondono cambiamenti nel regime di crescita.

A tale scopo, per l'analisi presentata nel seguito viene fatto uso di una variante del metodo proposto da Bai e Perron (1998, 2003) per testare e stimare cambiamenti (*break*) strutturali multipli verificatisi in date incognite. La strategia adottata si sviluppa a partire dalla stima di una regressione del tasso di crescita della variabile di riferimento su una costante secondo l'equazione:

$$g_t = c + u_t. \quad (1)$$

Successivamente, per ogni osservazione della serie g_t si esegue un test *à la* Chow (1960) di costanza del parametro c (la media della variabile dipendente) e si considera il massimo dei valori delle statistiche F_t di questo test, vale a dire:

$$\max F = \max_{\underline{t} \leq t \leq \bar{t}} F_t, \quad (2)$$

dove \underline{t} e \bar{t} indicano gli estremi temporali della serie di valori F_t ¹⁰. Se la statistica (2) eccede il rispettivo valore critico per un dato livello di significatività, è possibile inferire che il parametro del

¹⁰ Cfr. Quandt (1960). Si vedano anche Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), i quali mostrano che la

Tab. 1 – Risultati del test di cambiamento strutturale e break stimati^a

| | max F | Data del break |
|------------------------|---------------------|---------------------|
| | | <i>Ante-guerre</i> |
| 1862-1913 | 14,038 [†] | 1899 |
| 1862-1899 | 2,032 | – |
| 1900-1913 | 5,192 | – |
| | | <i>Inter-guerre</i> |
| 1922-1939 | 1,419 | – |
| | | <i>Dopo-guerre</i> |
| 1951-2009 | 35,650 [‡] | 1974 |
| 1951-1974 | 3,448 | – |
| 1975-2009 | 14,185 [†] | 2001 |
| 1975-2001 | 1,791 | – |
| 2002-2009 ^b | – | – |

^a La decisione di rifiutare o meno l'ipotesi nulla di assenza di cambiamento strutturale è stata presa in base ai valori di probabilità calcolati secondo il metodo proposto da Hansen (1997).

^b Il numero di osservazioni appartenenti a questa sottoserie è troppo piccolo affinché il test possa essere statisticamente significativo.

[†] L'ipotesi nulla viene rifiutata al livello di significatività dell'1%.

[‡] L'ipotesi nulla viene rifiutata al livello di significatività dello 0,1%.

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

modello (1) non è costante e propendere quindi per la presenza di un *break* strutturale in un punto incognito della serie di riferimento, la cui data di realizzo è stimata impiegando l'algoritmo di programmazione dinamica sviluppato da Bai e Perron (2003)¹¹. Il processo è ripetuto sequenzialmente considerando le sottoserie ottenute dividendo le serie originali nei punti corrispondenti ai *break* stimati fino al punto in cui la statistica $\max F$ fallisce nel rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di *break* strutturali addizionali.

distribuzione della statistica $\max F$ degenera quando le date \underline{t} e \bar{t} tendono a coincidere con gli estremi temporali della serie originaria sulla quale i valori F_t vengono calcolati. Per compensare questo comportamento, è in genere suggerito che le osservazioni alle estremità della serie di riferimento vengano escluse dal loro computo. Un livello standard per questo *trimming*, utilizzato nella presente analisi, è il 15%, che esclude il primo e l'ultimo 7,5% delle osservazioni.

¹¹ Per maggiori dettagli si rimanda al lavoro degli autori. Si vedano anche i lavori di Zeileis *et al.* (2002, 2003), i quali hanno implementato l'algoritmo nella libreria *strucchange* del programma statistico R che abbiamo preso in considerazione per l'analisi empirica descritta nel seguito.

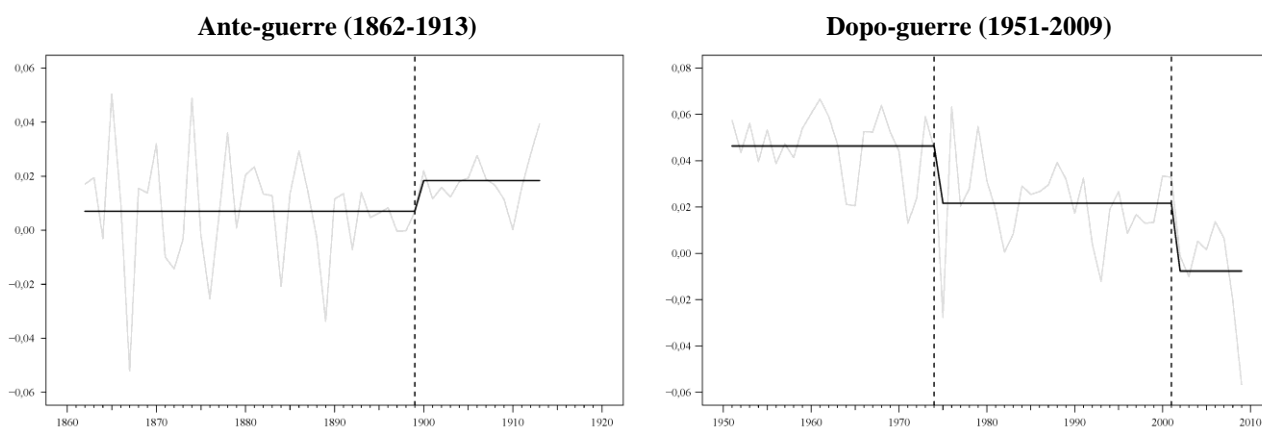


Fig. 3 – Tasso di crescita annuale del PIL pro capite e break strutturali stimati

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

La Tabella 1 riassume i risultati derivanti dall'uso della procedura descritta per una scomposizione in tre sottoperiodi dell'intero orizzonte temporale¹²: *ante-guerre* (1862-1913), *inter-guerre* (1922-1939) e *dopo-guerre* (1951-2009). Come si nota, vengono rilevati complessivamente tre *break* che consentono di identificare, escludendo i periodi delle due grandi guerre e dell'immediato dopoguerra, le seguenti fasi dell'evoluzione di fondo dell'economia italiana: 1861-1899, 1900-1913, 1922-1939, 1951-1974, 1975-2001 e 2002-2009¹³. In Figura 3 vengono riportati i grafici della serie del PIL pro capite, espresso in variazioni logaritmiche (tassi di crescita), nei quali sono stati evidenziati i *break* trovati e le relative medie per ogni sottoserie, presentando dunque il corrispettivo qualitativo dell'analisi quantitativa della Tabella 1.

3.1.2 I contributi alla crescita

La disponibilità di dati sulla formazione e gli impieghi del prodotto consente di misurare il contributo delle componenti di domanda ed offerta alla crescita dell'economia italiana. Procedendo secondo un metodo comunemente adottato dalla gran parte delle istituzioni e dei centri di ricerca nazionali e internazionali, nell'analisi che segue il tasso di crescita della variabile di riferimento (rapporto fra la sua variazione assoluta e il suo livello iniziale) è espresso come la somma dei tassi di crescita delle singole componenti, ponderati con le rispettive quote al periodo iniziale. Nel dettaglio, partendo dalla tradizionale identità contabile tra reddito e spesa nazionali:

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + X_t - M_t, \quad (3)$$

il tasso di crescita del PIL è dato da:

$$g_t^y = \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} = \frac{\Delta C_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta I_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta G_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta X_t}{Y_{t-1}} - \frac{\Delta M_t}{Y_{t-1}}, \quad (4)$$

da cui, attraverso semplici manipolazioni algebriche, si ricava:

¹² L'utilizzo del test di cambiamento strutturale sull'intero periodo di osservazione non appare utile in quanto i suoi risultati sarebbero completamente dominati dall'andamento dei periodi bellici.

¹³ L'applicazione della procedura di *testing* sulla sottoserie relativa al periodo 2002-2009 consente di individuare una discontinuità strutturale anche nel 2007, molto probabilmente dovuta all'impatto sull'economia italiana della recente crisi globale. La sottoserie presenta comunque solo 8 osservazioni, un numero evidentemente troppo piccolo per ottenere risultati statisticamente affidabili.

$$\begin{aligned}
g_t^y &= \frac{\Delta C_t}{Y_{t-1}} \frac{C_{t-1}}{C_{t-1}} + \frac{\Delta I_t}{Y_{t-1}} \frac{I_{t-1}}{I_{t-1}} + \frac{\Delta G_t}{Y_{t-1}} \frac{G_{t-1}}{G_{t-1}} + \frac{\Delta X_t}{Y_{t-1}} \frac{X_{t-1}}{X_{t-1}} - \frac{\Delta M_t}{Y_{t-1}} \frac{M_{t-1}}{M_{t-1}} \\
&= \frac{\Delta C_t}{C_{t-1}} \frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta I_t}{I_{t-1}} \frac{I_{t-1}}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta G_t}{G_{t-1}} \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta X_t}{X_{t-1}} \frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{\Delta M_t}{M_{t-1}} \frac{M_{t-1}}{Y_{t-1}} \\
&= g_t^c \frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^I \frac{I_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^G \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^X \frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}} - g_t^M \frac{M_{t-1}}{Y_{t-1}}.
\end{aligned} \tag{5}$$

Al fine di isolare i contributi alla crescita delle componenti della spesa esogena – ovvero sia investimenti, consumi pubblici ed esportazioni, l'espressione (5) può essere riscritta come:

$$\begin{aligned}
g_t^y &= \frac{\Delta C_t}{Y_{t-1}} \frac{\Delta Y_t}{\Delta Y_t} + \frac{\Delta I_t}{Y_{t-1}} \frac{I_{t-1}}{I_{t-1}} + \frac{\Delta G_t}{Y_{t-1}} \frac{G_{t-1}}{G_{t-1}} + \frac{\Delta X_t}{Y_{t-1}} \frac{X_{t-1}}{X_{t-1}} - \frac{\Delta M_t}{Y_{t-1}} \frac{\Delta Y_t}{\Delta Y_t} \\
&= \frac{\Delta C_t}{\Delta Y_t} \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta I_t}{I_{t-1}} \frac{I_{t-1}}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta G_t}{G_{t-1}} \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} + \frac{\Delta X_t}{X_{t-1}} \frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{\Delta M_t}{\Delta Y_t} \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} \\
&= c g_t^y + g_t^I \frac{I_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^G \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^X \frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}} - m g_t^y,
\end{aligned} \tag{6}$$

dove c e m denotano, rispettivamente, la propensione marginale al consumo e all'importazione. Riordinando i termini dell'equazione precedente, si ha:

$$g_t^y - c g_t^y + m g_t^y = 1 - c + m \quad g_t^y = g_t^I \frac{I_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^G \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^X \frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}}, \tag{7}$$

da cui alla fine si ottiene:

$$g_t^y = \frac{1}{1 - c + m} \left(g_t^I \frac{I_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^G \frac{G_{t-1}}{Y_{t-1}} + g_t^X \frac{X_{t-1}}{Y_{t-1}} \right). \tag{8}$$

Dal lato dell'offerta lo stesso modo di procedere viene applicato, *mutatis mutandis*, utilizzando il valore aggiunto come variabile di riferimento.

3.2 Le fluttuazioni cicliche

3.2.1 Definizione di ciclo economico e metodo di analisi

Le componenti cicliche delle serie economiche possono essere analizzate con metodi diversi a seconda della definizione di ciclo economico adottata. La letteratura ha individuato due approcci alternativi alla misurazione delle fluttuazioni economiche: l'approccio tradizionale e l'approccio moderno.

Nell'approccio *tradizionale*, il cui punto di riferimento è rappresentato dalla definizione di ciclo economico proposta da Burns e Mitchell (1946), l'aspetto fondamentale è la caratterizzazione del ciclo come una sequenza di fasi di cui vengono esplicitamente considerate le dimensioni della durata e dell'ampiezza. Espansioni e contrazioni sono analizzate come entità distinte, e una particolare attenzione è rivolta al diverso comportamento dell'economia nelle due fasi. Vanno anche sottolineati l'utilizzo del concetto di attività economica aggregata come variabile di riferimento e l'attenzione per i comovimenti tra le singole variabili. L'approccio tradizionale alla misurazione del ciclo economico è identificabile con la metodologia NBER, basata sull'individuazione di una cronologia dei punti di svolta e sull'analisi del comportamento di cicli e fasi individuali intermini di durata, ampiezza e comovimenti rispetto alla variabile di riferimento.

L'approccio *moderno* all'analisi empirica delle fluttuazioni economiche, direttamente riconducibile alle definizioni di ciclo proposte da Lucas (1977), Prescott (1986) e Sargent (1987), si

basa sulle tecniche di analisi delle serie storiche. Oggetto di studio diventano le regolarità nel corso del tempo dei comovimenti delle componenti cicliche delle variabili economiche – identificate con le deviazioni rispetto alla loro tendenza di fondo, e nessun riferimento viene fatto ai cicli presi individualmente. L’enfasi si sposta sulle proprietà statistiche della componente ciclica presa nel suo insieme, e gli aspetti considerati per ogni serie sono variabilità, persistenza e comovimenti con la variabile di riferimento, caratteristiche misurate, rispettivamente, mediante deviazione standard, autocorrelazione e cross-correlazione.

Poiché la caratterizzazione di tipo NBER e quella basata sull’analisi delle serie storiche hanno contenuti informativi complementari, in quanto mettono in luce le caratteristiche del ciclo economico da prospettive diverse, nell’analisi empirica descritta nel seguito ne sarà fatto un uso congiunto.

3.2.2 Identificazione della componente ciclica

La metodologia utilizzata per isolare la componente ciclica di breve periodo si basa sulla possibilità di decomporre la serie storica originale y_t nella somma di due componenti:

$$y_t = s_t + c_t, \quad (9)$$

l’una relativa al trend ed ai cicli di bassa frequenza e l’altra relativa alle fluttuazioni di breve periodo. A tale scopo, l’approccio seguito nella presente analisi è rappresentato dalla procedura suggerita da Hodrick e Prescott (1997), nel seguito HP, che ha avuto una grande diffusione nello studio delle fluttuazioni economiche. Tale metodo consiste nel rendere minimo il residuo della serie osservata dal trend. Pertanto, il filtro HP scaturisce dalla seguente procedura di minimizzazione:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (s_{t+1} - s_t - s_t + s_{t-1})^2, \quad (10)$$

dove T è l’ampiezza del campione e s è il valore calcolato del trend. Il moltiplicatore di Lagrange $\lambda > 0$, trattato come un parametro libero, controlla il grado di *smoothness* della sequenza s_t : tanto più grande è λ , tanto più liscio è il trend, e per $\lambda \rightarrow \infty$ si ottiene il trend lineare dei minimi quadrati. Una volta ottenuta la stima della componente di trend dal problema (10), la componente ciclica equivale semplicemente al residuo $c_t = y_t - s_t$.

Di recente, numerosi studi sono stati dedicati alle proprietà del filtro HP, mettendone in luce da un lato i vantaggi in termini di flessibilità e relativa stabilità dei risultati, dall’altro i possibili effetti distorsivi¹⁴. In uno di questi studi, Baxter e King (1999) hanno proposto un filtro *band pass* che consente di isolare le fluttuazioni cicliche di una serie all’interno di bande di frequenza predeterminate utilizzando un metodo a media mobile. Gli autori sostengono che questo tipo di filtro (nel seguito indicato con BK) può migliorare due problemi pratici riscontrati quando si utilizza il filtro HP: il comportamento insolito delle componenti cicliche all’inizio ed alla fine del campione, e la scelta del valore del coefficiente λ per dati annuali¹⁵.

¹⁴ Per una rassegna esaustiva dei contributi metodologici all’analisi del ciclo economico, e per uno studio dell’influenza che diverse procedure di detrendizzazione hanno sulla determinazione delle componenti cicliche, si rimanda a Canova (1998), Gallegati e Stanca (1998) e Massmann *et al.* (2003).

¹⁵ Il filtro HP, infatti, è stato concepito per le tipiche frequenze dell’analisi ciclica, ovvero frequenze trimestrali e mensili. Il passaggio a frequenze annuali è possibile, ma non vi è un chiaro consenso sul valore più appropriato del parametro λ . Il filtro BK, al contrario, può essere adattato a frequenze annuali con estrema facilità, consentendo di isolare fluttuazioni nei dati che persistono per periodi da 2 a 8 anni. Nel presente lavoro, il valore del parametro di *smoothing* è scelto in base alla regola suggerita da Ravn e Uhlig (2002), per cui λ è uguale al numero di periodi all’anno diviso per 4, elevato alla potenza di 4, e moltiplicato per 1.600; cioè: $\lambda = 1/4^4 \times 1600 = 6,25$. Tale valore genera delle serie cicliche che risultano equivalenti al caso con $\lambda = 10$, il valore che Baxter e King (1999) mostrano

Il filtro BK presenta tuttavia due svantaggi sostanziali rispetto al filtro HP. In primo luogo, dato che il filtro *band pass* ottimale per l'analisi ciclica è una media mobile di ordine infinito, il filtro BK costituisce un'approssimazione. Tale approssimazione risulta accurata quando il numero di osservazioni temporali è elevato, mentre diventa meno precisa in presenza di serie storiche non particolarmente lunghe¹⁶. In secondo luogo, il filtro BK, essendo il risultato dell'applicazione di un metodo a media mobile centrata con anticipi e ritardi fino a 4 periodi con dati annuali, determina una perdita di osservazioni agli estremi della serie, che nel nostro caso corrispondono a 3 anni all'inizio e alla fine del periodo di tempo per il quale si dispone delle serie storiche¹⁷.

Per questi motivi la robustezza dei risultati è stata verificata utilizzando ambedue i filtri. Tuttavia, non avendo riscontrato differenze nei risultati derivanti dall'uso dei due metodi, nel lavoro sono stati riportati solamente i risultati relativi all'uso del filtro HP, il quale non determina una perdita di informazione dovuta all'applicazione di medie mobili.

3.2.3 La scomposizione trend-ciclo con la trasformata wavelet

Negli ultimi anni sta trovando crescente applicazione in campo economico, e in particolare nell'analisi del ciclo economico, l'utilizzo della trasformata *wavelet* in alternativa a tecniche classiche di analisi, quale per esempio l'analisi spettrale nell'ambito della trasformata di Fourier¹⁸. La trasformata *wavelet* è uno strumento matematico che consente, attraverso la traslazione e dilatazione di una funzione di base con supporto finito nel dominio spaziale chiamata *wavelet* "madre", di filtrare i dati in maniera localizzata e non globale, come invece accade per la trasformata di Fourier il cui supporto della funzione di base risulta essere infinito nel dominio spaziale. Inoltre, l'applicazione della trasformata *wavelet* consente di ottenere una scomposizione "multi-risoluzione", poiché le singole componenti del segnale vengono estratte con una risoluzione proporzionale alla loro scala, così che a frequenze diverse corrispondono risoluzioni diverse. In particolare, attraverso l'utilizzo di *large windows* per le componenti di bassa frequenza e di *small windows* per le componenti di alta frequenza si ottiene una scomposizione del segnale con una buona risoluzione temporale alle alte frequenze (basse scale temporali) e una buona risoluzione frequenziale alle basse frequenze (alte scale temporali). Queste caratteristiche della trasformata *wavelet* la rendono particolarmente utile nell'analisi di segnali non stazionari, o che presentano dei transienti o delle singolarità.

Per la nostra applicazione, l'utilità della trasformata *wavelet* consiste nella possibilità di scomporre la serie del PIL nelle componenti costitutive relative al trend e ai cicli di lungo, medio e breve periodo – questi ultimi corrispondenti, rispettivamente, alle fluttuazioni di bassa, media e alta frequenza.

3.2.4 L'individuazione dei punti di svolta

Nell'approccio tradizionale allo studio del ciclo economico, basato sui cicli specifici della variabile di riferimento, un ruolo centrale assume l'identificazione dei punti di svolta di una serie storica. A partire dagli anni Settanta, l'individuazione di una cronologia ciclica è stata generalmente realizzata mediante la procedura elaborata presso l'NBER da Bry e Boschan (1971), la quale viene

produrre un filtro HP molto simile a loro *band pass* per dati annuali.

¹⁶ Poiché le serie storiche italiane utilizzate in questo studio hanno cadenza annuale, la lunghezza delle stesse non risulta in media molto elevata. Ciò suggerisce di interpretare con cautela i risultati basati su un'eventuale applicazione del filtro BK.

¹⁷ D'altra parte, esistono filtri asimmetrici (cfr. ad esempio Christiano e Fitzgerald, 2003) che non presentano tale inconveniente, ma possono indurre spostamenti di fase che potrebbero falsare le correlazioni tra serie filtrate, le quali costituiscono oggetto di studio del presente lavoro.

¹⁸ Per un'introduzione alle applicazioni della trasformata *wavelet* in campo economico si vedano i contributi di Schleicher (2002), Crowley (2007) e Ramsey (2008). Esempi di applicazioni all'analisi del ciclo economico sono Crowley e Lee (2005), Crivellini *et al.* (2006) e Crowley e Mayes (2008).

tuttora impiegata dalla gran parte delle istituzioni e dei centri di ricerca che si occupano di misurazione e analisi del ciclo economico a livello sia internazionale che nazionale, ed è stata utilizzata in numerosi lavori empirici.

Per l'analisi presentata nel seguito, la selezione dei punti di svolta è stata realizzata utilizzando una variante per serie annuali della regola proposta da Artis *et al.* (2004) per la datazione di cicli in deviazione di dati trimestrali, la quale consente di selezionare massimi e minimi di una serie storica sulla base di criteri relativi a espansioni e contrazioni¹⁹. In particolare, una fase di espansione, per essere considerata tale, deve aver portato il prodotto al di sopra del livello tendenziale – lo stesso dicasi, *mutatis mutandis*, per le contrazioni. Pertanto, per un ciclo in deviazione a media nulla, i punti di massimo, che terminano le fasi di espansioni, sono definiti dalla sequenza:

$$Max = c_t : c_t > 0 \cap c_t > c_{t-1} \cap c_t > c_{t+1} ; t = 2, \dots, T-1 . \quad (11)$$

Viceversa, i punti di minimo, che terminano le contrazioni, sono identificati da:

$$Min = c_t : c_t < 0 \cap c_t < c_{t-1} \cap c_t < c_{t+1} ; t = 2, \dots, T-1 . \quad (12)$$

Al fine di isolare le fluttuazioni maggiori e rendere più robusto il processo di datazione, ai punti di svolta così identificati è stato ulteriormente applicato un criterio in termini di ampiezza. L'imposizione di vincoli di ampiezza per la datazione del ciclo è complicata dal fatto che le due fasi in genere differiscono sotto questo aspetto: le espansioni sono più lunghe delle contrazioni, ma risultano in media meno ampie. La soluzione adottata consiste dunque nell'eliminare, a seconda della fase, i punti di svolta che comportino fluttuazioni di ampiezza inferiore alla deviazione assoluta mediana calcolata sulla distribuzione empirica della fase stessa²⁰. I punti di svolta risultanti dal test di ampiezza sono infine riportati sulla serie originaria dopo un'ispezione visuale per verificarne l'alternanza.

La cronologia ciclica della variabile di riferimento (PIL) risultante dall'applicazione di tale procedura è riportata nella Tabella 2²¹, mentre la Figura 4 mostra, con un'area ombreggiata, le principali fasi di contrazione (da massimo a minimo) dell'attività economica aggregata identificate alla luce di tale cronologia sull'intero periodo 1861-2009²².

¹⁹ Si noti che la regola suggerita da Artis *et al.* (2004) rappresenta un'estensione al caso dell'analisi di cicli in deviazione di quella originariamente proposta da Bry e Boschan (1971) per la datazione di cicli classici di serie mensili ed estesa al caso di dati trimestrali da Harding e Pagan (2002).

²⁰ La *deviazione assoluta mediana* è la mediana delle differenze assolute tra i dati e la loro mediana, ed offre una misura robusta della dispersione di una variabile in quanto poco influenzata dalla presenza di valori anomali. La scelta di utilizzare tale misura della variabilità in luogo della più popolare deviazione standard si spiega con il fatto che la deviazione standard è ottimale quando i dati sono distribuiti normalmente, ma risulta meno attendibile quando si è in presenza di distribuzioni asimmetriche e/o con code pesanti, come risulta essere nel caso delle distribuzioni empiriche delle fasi di espansione e contrazione dell'attività economica aggregata (si vedano Ormerod e Mounfield, 2001, Gaffeo *et al.*, 2003, Di Guilmi *et al.*, 2004, e Wright, 2005).

²¹ Una cronologia del ciclo economico italiano è contenuta anche negli studi di Gallegati e Stanca (1998) e Delli Gatti *et al.* (2003, 2005), che usano serie storiche italiane di lungo periodo ottenute nel primo caso dalle ricostruzioni di Fuà (1969) per il periodo 1861-1890 e di Rossi *et al.* (1993) per il periodo 1891-1992, e nel secondo caso dai dati di fonte Fuà (per gli anni 1861-1890), Rossi *et al.* (per il periodo 1890-1990) ed ISTAT (per l'ultimo decennio del secolo scorso). Tuttavia, le diverse fonti statistiche utilizzate e i diversi metodi di identificazione della componente ciclica (Delli Gatti *et al.* a tale scopo detrendizzano col filtro BK) non permettono di rendere i risultati ottenuti nei due casi pienamente comparabili ai nostri. D'altro canto, il confronto tra la nostra cronologia e quella ottenuta da Ciccarelli e Fenoaltea (2007) rivela una buona corrispondenza per il periodo ante-guerre, con la sola eccezione del punto di massimo registrato nel 1908 (che risulta posticipato di un anno) e dei punti di svolta del 1863 e del 1913 (che la scomposizione trend-ciclo operata dagli autori col filtro BK non consente di identificare). In particolare, il minimo registrato nel 1913 sembra post-datare la fine della recessione causata dalla crisi finanziaria internazionale del 1907-8, che risulta invece più plausibilmente collocabile intorno al 1910, quando le tensioni monetarie e reali derivanti dalla suddetta crisi iniziano ad attenuarsi in modo sostanziale (cfr. ad esempio Bonelli, 1971). Poiché il risultato non cambia utilizzando il filtro BK, ciò evidenzia una chiara anomalia della procedura di identificazione della componente ciclica qui utilizzata.

²² Si osservi in particolare l'impronta caratteristica che i cicli relativi alle due guerre mondiali lasciano sull'andamento

Tab. 2 – Cronologia del ciclo economico italiano, 1861-2009

| <i>Max</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> | <i>Min</i> |
|------------|------------|------------|------------|
| 1863 | 1864 | 1932 | 1934 |
| 1866 | 1867 | 1937 | 1938 |
| 1870 | 1873 | 1939 | 1945 |
| 1874 | 1877 | 1957 | 1958 |
| 1883 | 1884 | 1963 | 1965 |
| 1887 | 1889 | 1970 | 1972 |
| 1908 | 1913 | 1974 | 1975 |
| 1914 | 1915 | 1980 | 1983 |
| 1918 | 1920 | 1991 | 1993 |
| 1922 | 1924 | 1997 | 1999 |
| 1925 | 1927 | 2001 | 2003 |
| 1929 | 1930 | 2007 | |

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

4 Analisi empirica

4.1 Le fasi di sviluppo dell'economia italiana

Questo paragrafo analizza le tendenze evolutive dell'economia italiana dall'Unità ai giorni nostri alla luce della periodizzazione proposta nel § 3.1.1. Il quadro di fondo che emerge dalla Tabella 3, dove sono riportati i tassi medi annui composti di crescita²³ di alcune variabili aggregate, sembra poter essere sintetizzato nei punti seguenti:

grafico del prodotto interno: mentre nella prima guerra mondiale il PIL si espande, nel secondo conflitto mostra una pesante flessione. Come evidenzia Fuà (1981, pagg. 96-97), ciò è spiegato dal differente andamento dei settori privato e pubblico nei due periodi bellici. Nel corso della prima guerra mondiale (1915-1918) si registra infatti un fortissimo aumento della spesa pubblica per esigenze di riarmo che ha più che compensato la flessione del prodotto del settore privato, mentre gli anni immediatamente successivi alla conclusione del conflitto, coincidenti con la riconversione bellica, sono caratterizzati dalla caduta del PIL fino al punto di svolta inferiore del 1920. Durante la seconda guerra mondiale l'aumento del prodotto della Pubblica amministrazione è stato invece assai meno rilevante, mentre più forte è risultata la caduta del prodotto del settore privato. Si consideri anche che, secondo i dati disponibili, per tornare al *livello* del reddito pre-guerra l'economia impiega all'incirca cinque anni dopo il minimo del 1945, quando il PIL è inferiore a quello della prima guerra mondiale. Tuttavia, come rimarcava lo stesso Fuà, il paese avrebbe impiegato più tempo per ricostruirsi se si considerano i *tassi di crescita* del prodotto. Questo, oltre ad avvertire alla cautela interpretativa delle vicende economiche italiane, solleva la questione di quando considerare effettivamente conclusa la fase di disturbo bellico (cfr. al riguardo Delli Gatti *et al.*, 1997).

²³ Il tasso di crescita medio annuo composto è calcolato secondo la formula $\sqrt[n]{X_{t+n}/X_t} - 1$, dove X_t è il valore della variabile nell'anno in cui inizia il periodo considerato, X_{t+n} è il valore nell'anno finale e n il numero di anni trascorsi.

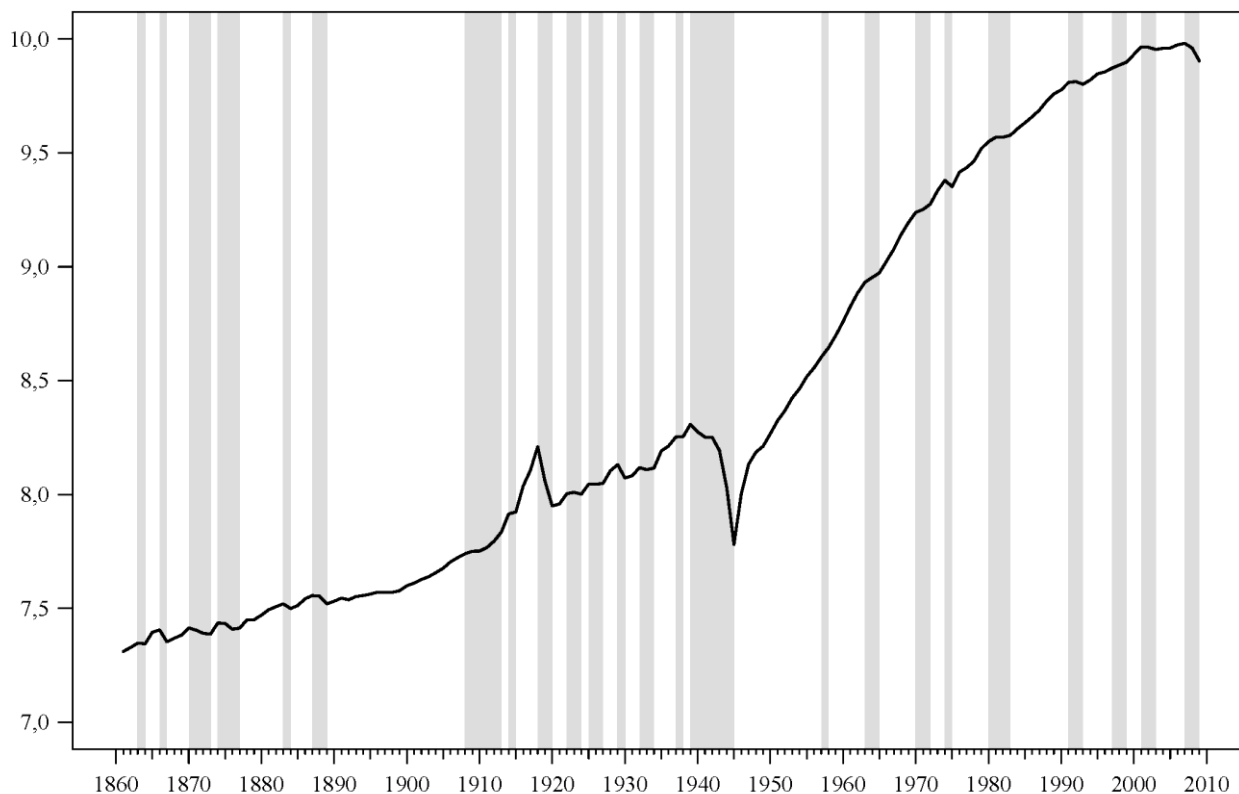


Fig. 4 – Le principali fasi di contrazione dell'attività economica in Italia, 1861-2009

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

- I. La popolazione è cresciuta ad un ritmo abbastanza regolare (più o meno tra lo 0,6% e lo 0,8%) fino alla metà degli anni Settanta per poi assestarsi su di un tasso medio annuo di crescita più ridotto (dello 0,1% circa) negli anni successivi, salvo che nell'ultimo periodo, in cui, soprattutto per via dell'immigrazione, ha registrato un tasso dello 0,7% circa.
- II. Il PIL e il valore aggiunto pro capite, cresciuti grosso modo dello 0,7% nel primo periodo, hanno registrato negli altri periodi un tasso medio annuo compreso all'incirca tra l'1,5% e il 2,4% e l'1,7% e il 2%, rispettivamente, salvo che nel quarto periodo, in cui l'incremento è assai più elevato (4,7% e 4,4% rispettivamente), e nell'ultimo, quando il loro ritmo di crescita diventa negativo.
- III. Le osservazioni disponibili relative alle variabili del mercato del lavoro indicano una crescita dell'occupazione complessiva nel quarto e quinto periodo ad un tasso medio annuo compreso approssimativamente tra lo 0,5% e lo 0,8%, mentre gli anni più recenti sono contrassegnati da uno sviluppo assai più lento (dello 0,1% circa). La produttività del lavoro mostra un *pattern* sostanzialmente analogo a quello osservato per l'occupazione, sebbene l'ultimo periodo sia caratterizzato da una significativa riduzione (-0,8%). I salari reali, infine, crescono in tutti i periodi tranne che nel terzo (a motivo soprattutto della politica di compressione dei salari e di repressione dei sindacati liberi condotta dal governo fascista). Al pari del prodotto, il ritmo di incremento del salario reale accelera nel periodo 1951-1974 per poi rallentare negli anni recenti.

Al fine di indagare non tanto le ragioni, quanto la dinamica e l'importanza relativa delle componenti che concorrono dal lato della domanda e dell'offerta all'andamento del prodotto, la Figura 5 mostra i risultati della scomposizione della crescita del PIL e del valore aggiunto nei

diversi periodi²⁴; i valori corrispondenti sono presentati nella Tabella 4 come quota percentuale dei tassi di crescita delle due variabili di riferimento.

Tab. 3 – Tassi percentuali medi annui composti di crescita di alcuni indicatori economici in Italia^a

| | <i>Popolazione residente</i> | <i>PIL</i> | <i>Valore aggiunto</i> | <i>Unità di lavoro totali</i> | <i>Produttività del lavoro</i> | <i>Salario reale</i> |
|-----------|------------------------------|------------|------------------------|-------------------------------|--------------------------------|----------------------|
| 1861-1899 | 0,644 | 0,704 | 0,684 | – | – | – |
| 1900-1913 | 0,765 | 1,827 | 1,856 | – | – | 0,542 |
| 1922-1939 | 0,838 | 1,481 | 1,726 | – | – | -0,025 |
| 1951-1974 | 0,687 | 4,695 | 4,433 | 0,768 | 3,637 | 4,553 |
| 1975-2001 | 0,067 | 2,387 | 2,031 | 0,549 | 1,474 | 1,436 |
| 2002-2009 | 0,736 | -0,851 | -0,741 | 0,081 | -0,821 | 0,938 |

^a Le variabili sono relative all'intervallo 1861-2009, ad eccezione delle serie relative alle unità di lavoro e produttività, che non sono disponibili per i periodi 1861-1910 e 1939-1950, ed i salari (disponibili solo a partire dal 1893).

Fonte: per la popolazione, nostre elaborazioni su dati ISTAT, “Annali di statistica” e “Annuario statistico italiano”, vari anni; per tutte le altre variabili, nostre elaborazioni su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

Come si può osservare, il terzo, il quarto e il quinto periodo sono contrassegnati da una progressiva e marcata incidenza dei consumi privati sulla crescita del PIL che si attenua negli anni più recenti in corrispondenza del rallentamento della crescita. Il contributo fornito dagli investimenti fissi lordi, invece, aumenta tra il terzo e il quarto periodo e si riduce in modo sostanziale negli anni 1975-2001, quando il ritmo di sviluppo del paese si è quasi dimezzato rispetto al periodo 1951-1974; successivamente, al pari dei consumi privati, avranno un peso rilevante nel contribuire alla crescita negativa del prodotto. A partire dagli anni Cinquanta aumenta gradualmente anche l'apporto alla crescita dei consumi pubblici, approssimativamente in linea con la crescente importanza assunta dall'intervento pubblico nell'economia. In particolare, è da notare il ruolo di contrasto alla caduta del prodotto svolto dalla spesa pubblica nell'ultimo periodo 2002-2009. Per quanto riguarda il saldo del commercio estero, contributi positivi alla crescita si sono avuti prevalentemente nel terzo, quinto e ultimo periodo, ma il grado di apertura dell'economia è considerevole in tutti i periodi tranne che nel terzo, notevolmente protezionistico verso l'esterno – il rapporto tra il valore del totale interscambio (somma del valore delle esportazioni e delle importazioni) e il prodotto interno lordo, misura del grado di apertura, passa infatti da una media di oltre il 20% nel periodo 1951-1974 al 43% circa negli anni 1975-2001 e, infine, a una media di oltre il 50% nel periodo più recente; negli anni tra le due guerre, invece, il grado di apertura agli scambi commerciali con l'estero ammonta soltanto al 18% circa in media²⁵.

Guardando alla scomposizione della crescita del valore aggiunto, si osserva a partire dal periodo dell'unificazione politica del paese fino agli anni più recenti un sostanziale cambiamento strutturale del sistema economico, con il mutare del contributo relativo dei diversi settori. Declina progressivamente l'incidenza del settore agricolo sulla crescita del valore aggiunto e si dilata, per converso, quella dell'industria. Pure il contributo del terziario è rilevante, soprattutto nei decenni a

²⁴ Allo scopo di garantire l'additività delle componenti, i dati della figura si riferiscono alla media sui periodi indicati dei singoli contributi annuali (espressi in percentuale) alla crescita.

²⁵ Il superamento della fase di chiusura agli scambi si traduce in elevati tassi di crescita delle esportazioni e delle importazioni già dall'inizio degli anni Cinquanta. Le prime crescono al tasso medio annuo composto dell'11,2% tra il 1951 e il 1974, le seconde del 10,6%. In particolare, negli anni del “miracolo economico” (1958-1963) l'economia italiana è caratterizzata da una sostenuta crescita delle esportazioni (a un tasso medio annuo composto del 13,6%), del prodotto (5,9%) e degli investimenti (10%), ma anche dal progressivo deteriorarsi del saldo della bilancia commerciale per il forte aumento delle importazioni (18,2%). Per le interpretazioni dello sviluppo economico italiano del secondo dopoguerra si rimanda, tra gli altri, a Ciocca *et al.* (1987) e Graziani (2000).

noi più vicini. Infine, nel periodo 1922-1939 e nel secondo dopoguerra aumenta fortemente anche l'importanza della Pubblica amministrazione.

Tab. 4 – Contributi alla crescita del PIL e del valore aggiunto delle rispettive componenti, 1862-2009 (quote percentuali dei tassi di crescita della variabile di riferimento)^a

| | PIL e componenti di domanda ^b | | | | | | | |
|------------------------|--|-----------------|----------------|---------------------|---------------------|-------|--------|-------------------------|
| | PIL | Consumi privati | Spesa pubblica | Invest. fissi lordi | Scorte ^c | Esp. | Imp. | Esp. nette ^d |
| 1862-1899 | 100 | – | – | – | – | – | – | – |
| 1900-1913 | 100 | – | – | – | – | – | – | – |
| 1922-1939 | 100 | 19,13 | -3,01 | 33,84 | 34,41 | 0,44 | -15,14 | 15,58 |
| 1951-1974 | 100 | 46,84 | 22,98 | 35,16 | -0,49 | 19,76 | 24,24 | -4,49 |
| 1975-2001 | 100 | 59,60 | 23,50 | 10,93 | -3,45 | 35,19 | 25,76 | 9,43 |
| 2002-2009 ^e | 100 | 46,38 | -23,12 | 42,75 | 4,34 | 76,99 | 47,33 | 29,65 |

| | Valore aggiunto totale e settoriale | | | | |
|------------------------|-------------------------------------|-----------|-----------------|-------------|-----------------|
| | Agricoltura | Industria | Servizi privati | Pubbl. amm. | Valore aggiunto |
| 1862-1899 | 32,47 | 25,47 | 34,46 | 7,59 | 100 |
| 1900-1913 | 17,58 | 41,98 | 33,07 | 8,79 | 100 |
| 1922-1939 | -24,22 | 36,52 | 62,88 | 26,06 | 100 |
| 1951-1974 | -4,00 | 38,18 | 52,67 | 12,71 | 100 |
| 1975-2001 | -3,35 | 11,21 | 86,14 | 6,00 | 100 |
| 2002-2009 ^e | -14,39 | 87,07 | 6,89 | -8,35 | 100 |

^a I totali possono non coincidere con la somma dei singoli valori per effetto dell'arrotondamento applicato.

^b Per le componenti di domanda l'intero intervallo temporale di riferimento è il periodo 1914-2009.

^c Includono le acquisizioni nette di oggetti di valore.

^d Il contributo del saldo del commercio estero si calcola per differenza tra il contributo delle esportazioni e quello delle importazioni.

^e Un segno positivo (negativo) indica un contributo positivo (negativo) alla riduzione della variabile di riferimento.

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

4.2 Le caratteristiche del ciclo economico italiano

4.2.1 Regolarità empiriche nel dominio temporale

Questo paragrafo presenta i risultati dell'analisi empirica del ciclo economico italiano dall'Unità al presente in termini di variabilità, persistenza e comovimenti. Oltre a discutere tali proprietà per l'intero intervallo temporale, nel seguito seguiremo Fuà (1981), con alcune modifiche, nell'adottare la seguente scomposizione in tre sottoperiodi: *ante-guerre* (1861-1913), *inter-guerre* (1922-1939) e *dopo-guerre* (1951-2009).

La Tabella 5 contiene un primo insieme di informazioni relativo alla *variabilità* (ampiezza delle fluttuazioni) del PIL, dei suoi impieghi e delle componenti di offerta misurata dalla deviazione standard della componente ciclica di ciascuna serie. Come si può osservare, la variabilità del PIL nell'intero periodo è del 2,9%, e risulta notevolmente più elevata nel sottoperiodo tra le due guerre (2% contro l'1,3% del periodo ante-guerre e l'1,2% di quello dopo-guerre). Escludendo gli anni delle due grandi guerre e dell'immediato dopoguerra (1914-1921 e 1940-1950), che incidono pesantemente sulla variabilità complessiva, quest'ultima scende all'1,3%.

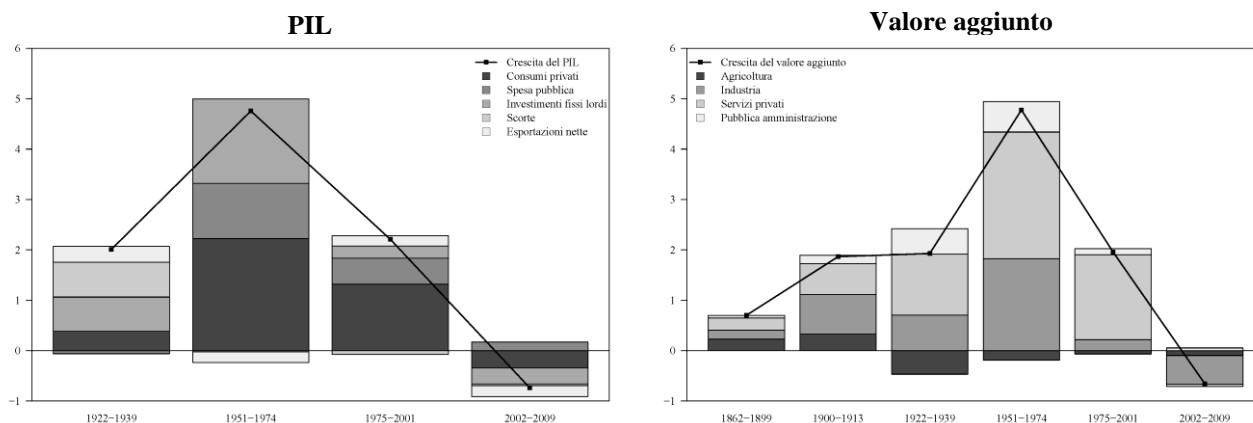


Fig. 5 – Contributi alla crescita del PIL e del valore aggiunto delle rispettive componenti, 1862-2009

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

Analogamente, la deviazione standard degli impieghi (disponibili solo a partire dal 1913) si riduce in maniera sensibile se si rimuovono dalle serie i periodi di guerra, e mostra notevoli cambiamenti nel corso del tempo. In particolare, nel periodo tra le due guerre le scelte di politica economica del regime hanno provocato effetti perversi sulle componenti estere della domanda aggregata, sulla spesa pubblica e, in misura minore, sugli investimenti. La maggiore stabilità del prodotto interno italiano nel secondo dopoguerra è invece attribuibile alla riduzione della variabilità di tutte le componenti di domanda, ed è stata favorita dalla diminuzione del valore del moltiplicatore della spesa esogena²⁶.

Per quanto riguarda l'offerta, nell'intero intervallo temporale e nei tre sottoperiodi considerati la deviazione standard del valore aggiunto (la variabile di riferimento) appare sostanzialmente in linea con quella del PIL. Anche in questo caso, e con la sola eccezione dei servizi della Pubblica amministrazione, le componenti di offerta diventano più stabili tra gli anni inter-guerre e il terzo sottoperiodo, sebbene la loro variabilità risulti più elevata rispetto al periodo ante-guerre²⁷.

Nel complesso, dunque, si osserva una riduzione dell'ampiezza delle fluttuazioni cicliche italiane nel secondo dopoguerra, attribuibile alla maggiore stabilità delle componenti di domanda ed offerta, che è da ritenersi essenzialmente in accordo con le regolarità discusse nella letteratura esistente²⁸.

Passando all'analisi dei *comovimenti* tra le serie storiche relative alle singole componenti e la serie di riferimento a livello aggregato, la Tabella 7 fornisce due insiemi complementari di informazioni. Il primo è relativo alla *direzione* di movimento delle singole componenti rispetto alla variabile di riferimento: se una componente si muove nella stessa direzione viene definita *prociclica*; se si muove in direzione opposta viene definita *anticiclica*; qualora non sia possibile definire una precisa relazione di direzione rispetto al ciclo della variabile di riferimento viene

²⁶ Infatti, dalla Tabella 6, in cui sono presentati i risultati della scomposizione del tasso di crescita del PIL nei contributi imputabili alle componenti esogene di domanda secondo l'equazione (8), si osserva che il moltiplicatore passa da un valore di oltre 3 negli anni interguerre a un valore maggiore di 1 nei periodi successivi.

²⁷ Secondo Delli Gatti *et al.* (2003, 2005) la variabilità delle componenti del valore aggiunto si riduce invece in maniera statisticamente significativa tra il primo e il terzo sottoperiodo. La spiegazione di tale discrepanza può essere ricercata nel fatto che nelle nuove serie del prodotto italiano elaborate da Fenoaltea (2005a,b, 2006) per gli anni 1861-1913, ed utilizzate nel presente lavoro, il peso relativo dei diversi settori dell'economia e la loro dinamica risultano piuttosto diversi rispetto a quelli delle serie del passato (cfr. ad esempio Malanima, 2006).

²⁸ Una riduzione della variabilità delle fluttuazioni per l'economia italiana nel secondo dopoguerra è acclarata nei lavori di Backus e Kehoe (1992), Marco Gallegati e Mauro Gallegati (1995), Gallegati e Stanca (1998), Stanca (1998), Delli Gatti *et al.* (2003, 2005) e, con numerosi caveat, di Sheffrin (1988) e Schlitzler (1995).

definita *aciclica*²⁹. Il secondo insieme è relativo invece alla *sincronia* delle singole componenti rispetto alle fluttuazioni economiche della variabile di riferimento: una componente è definita *leading* se il suo andamento tende a precedere quello del ciclo della variabile di riferimento, *coincidente* se sincrono, e infine *lagging* se tende a seguire³⁰.

Tab. 5 – Variabilità del PIL, del valore aggiunto e delle rispettive componenti (intero periodo e sottoperiodi)^a

| | Intero periodo ^b | Senza guerre | Ante-guerre | Inter-guerre | Dopo-guerre |
|--|-----------------------------|--------------|-------------|--------------|-------------|
| <i>PIL e componenti di domanda</i> | | | | | |
| <i>PIL</i> | 0,029 | 0,013 | 0,013 | 0,020 | 0,012 |
| <i>Consumi privati</i> | 0,027 | 0,017 | – | 0,018 | 0,016 |
| <i>Spesa pubblica</i> | 0,104 | 0,056 | – | 0,074 | 0,043 |
| <i>Inv. fissi lordi</i> | 0,107 | 0,046 | – | 0,068 | 0,037 |
| <i>Esportazioni</i> | 0,239 | 0,071 | – | 0,107 | 0,057 |
| <i>Importazioni</i> | 0,113 | 0,089 | – | 0,141 | 0,068 |
| <i>Valore aggiunto totale e settoriale</i> | | | | | |
| <i>Valore aggiunto</i> | 0,030 | 0,015 | 0,012 | 0,022 | 0,014 |
| <i>Agricoltura</i> | 0,049 | 0,040 | 0,021 | 0,067 | 0,042 |
| <i>Industria</i> | 0,054 | 0,025 | 0,012 | 0,041 | 0,027 |
| <i>Servizi privati</i> | 0,046 | 0,017 | 0,007 | 0,028 | 0,019 |
| <i>Pubbl. amm.</i> | 0,101 | 0,073 | 0,049 | 0,058 | 0,093 |

^a La variabilità, calcolata attraverso la deviazione standard, si riferisce alle componenti cicliche delle serie ottenute con il filtro HP.

^b Per le componenti di domanda l'intero intervallo temporale di riferimento è il periodo 1913-2009.

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

Una prima osservazione di carattere generale riguarda i coefficienti di autocorrelazione di primo ordine del PIL e del valore aggiunto (le due variabili di riferimento), i quali indicano una persistenza più elevata nel periodo dopo-guerre rispetto agli anni ante-guerre – da interpretarsi nella fattispecie come fluttuazioni più lunghe e regolari – mentre i valori di tali autocorrelazioni nel periodo inter-guerre sono da ritenersi essenzialmente spuri (dovuti cioè agli effetti della detrendizzazione)³¹.

Per quanto riguarda i comovimenti ciclici, nell'intervallo temporale 1913-2009 tutte le componenti della domanda aggregata sono procicliche e coincidenti. Questo insieme di comovimenti è essenzialmente inalterato nel corso del tempo per consumi privati e investimenti (a meno dell'aumento del coefficiente di correlazione per entrambe le variabili), mentre si modifica per spesa pubblica e variabili relative al commercio estero. In particolare, è interessante osservare

²⁹ Nel seguito seguiremo, con alcune modifiche, Dolado *et al.* (1993) e Fiorito e Kollintzas (1994) nel definire aciclica una componente il cui coefficiente di correlazione rispetto alla serie di riferimento è minore di 0,2 in valore assoluto e prociclica (anticiclica) se tale coefficiente è maggiore (minore) di 0,2 (-0,2).

³⁰ Nella Tabella 7 un valore del coefficiente di correlazione massimo per $n=0$ indica che la componente ha un comportamento ciclico *coincidente* rispetto a quello della variabile di riferimento, mentre un valore di correlazione massimo a valori positivi (negativi) di n identifica una componente *leading* (*lagging*).

³¹ Ciò si deve al fatto che il filtro HP riflette le ampie fluttuazioni corrispondenti ai periodi bellici anche al di fuori di tali periodi, risultando in un'anomala caratterizzazione dei cicli adiacenti. Per maggiori dettagli su questo punto si rimanda a Gallegati e Stanca (1998).

che esportazioni ed importazioni diventano procicliche solo nel periodo dopoguerra, mentre la spesa pubblica mantiene un comportamento sostanzialmente aciclico nei sottoperiodi indicati³².

Tab. 6 – Contributi alla crescita del PIL delle componenti esogene di domanda e moltiplicatore della spesa autonoma^a

| | <i>PIL</i> | <i>Spesa pubblica</i> | <i>Invest. fissi lordi</i> | <i>Esportazioni</i> | <i>Moltiplicatore</i> |
|-----------|------------|-----------------------|----------------------------|---------------------|-----------------------|
| 1862-1899 | 0,724 | – | – | – | – |
| 1900-1913 | 1,859 | – | – | – | – |
| 1922-1939 | 2,010 | -0,060 | 0,680 | 0,009 | 3,197 |
| 1951-1974 | 4,756 | 1,093 | 1,672 | 0,940 | 1,284 |
| 1975-2001 | 2,210 | 0,519 | 0,241 | 0,778 | 1,436 |
| 2002-2009 | -0,739 | 0,171 | -0,316 | -0,569 | 1,035 |

^a I valori, espressi in percentuale, si riferiscono alla media sui periodi indicati dei singoli contributi annuali alla crescita; le serie relative alle componenti esogene di domanda sono disponibili soltanto a partire dal 1914.

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

Guardando alla disaggregazione per settore del valore aggiunto, che copre l'intero orizzonte temporale 1861-2009, l'analisi condotta fornisce risultati analoghi a quelli osservati per gli impieghi del PIL – anche in questo caso tutte le componenti mostrano un elevato grado di sincronia con le fluttuazioni del valore aggiunto e sono da considerarsi procicliche. Tale *pattern* è sostanzialmente stabile nel corso del tempo in ogni settore, fatta eccezione per il valore aggiunto dei servizi privati negli anni tra le due guerre, che mostra un comportamento aciclico, e quello dell'agricoltura (anticiclico) e dei servizi della Pubblica amministrazione (*lagging* di un anno) nel periodo dopoguerra.

4.2.2 Ampiezza e durata di cicli e fasi individuali

Coerentemente con l'approccio moderno alla misurazione delle fluttuazioni economiche, il paragrafo precedente ha esaminato le caratteristiche del ciclo economico italiano per mezzo di statistiche riassuntive nel dominio temporale (deviazione standard, auto e cross-correlazione). Un approccio complementare segue la metodologia NBER nell'investigare, mediante l'analisi dei punti di svolta, il comportamento di episodi ciclici e fasi individuali della serie di riferimento a livello aggregato (PIL) in termini di durata e ampiezza. I risultati presentati nel seguito si rifanno a questo secondo approccio.

Come si può osservare dai dati della Tabella 8, nell'intero intervallo temporale 1861-2009 sono stati individuati 22 cicli (da minimo a minimo). La durata media dei cicli è di poco superiore a 6 anni, e la loro ampiezza media è di circa 5 punti percentuali. Considerando i tre sottoperiodi separatamente, emerge una notevole eterogeneità tra cicli individuali. Le fluttuazioni sono in media più brevi e severe nel periodo inter-guerre (3,5 anni e 3,9% rispettivamente), e relativamente più durature ed attenuate nel periodo dopo-guerre (6,4 anni e 3,3%). Riflettendo in parte l'esclusione di alcuni cicli minori, le fluttuazioni del periodo ante-guerre mostrano durata ed ampiezza medie relativamente elevate (rispettivamente 8,2 anni e 3,9 punti percentuali).

³² Il livello positivo, per quanto basso, dell'indicatore dell'andamento ciclico negli anni dopo-guerre può apparire in contrasto con il ruolo di stabilizzatore della spesa pubblica riscontrato a livello internazionale dalla letteratura (cfr. ad esempio Backus e Kehoe, 1992, e Fiorito e Kollintzas, 1994). Tuttavia, un comportamento sostanzialmente simile della spesa pubblica italiana nel secondo dopoguerra, che sembra essere tra l'altro comune alla gran parte dei paesi del G7, è osservato anche da Gallegati e Stanca (1998).

Per quanto riguarda le fasi cicliche individuali, dalla Tabella 9 emergono segni di asimmetrie tra espansioni e contrazioni, essendo le prime mediamente più lunghe (4,2 anni) delle seconde (2,1 anni). L'eterogeneità appare invece meno pronunciata in termini di ampiezza (5,3% e 5,2% in media per espansioni e contrazioni), e ciò si riflette nella minor *steepness* delle espansioni rispetto alle contrazioni (2% contro 2,7%)³³.

Tab. 7 – Correlazione con il PIL e il valore aggiunto delle rispettive componenti (intero periodo e sottoperiodi)^a

| | Intero periodo ^b | | | Ante-guerre | | | Inter-guerre | | | Dopo-guerre | | |
|--|-----------------------------|------|-------|-------------|------|-------|--------------|------|-------|-------------|-------|-------|
| | -1 | 0 | 1 | -1 | 0 | 1 | -1 | 0 | 1 | -1 | 0 | 1 |
| <i>PIL e componenti di domanda</i> | | | | | | | | | | | | |
| <i>PIL^c</i> | 0,24 | 1,00 | 0,24 | 0,15 | 1,00 | 0,15 | -0,10 | 1,00 | -0,10 | 0,17 | 1,00 | 0,17 |
| <i>Consumi privati</i> | 0,19 | 0,56 | 0,23 | – | – | – | -0,21 | 0,50 | 0,13 | 0,02 | 0,54 | 0,17 |
| <i>Spesa pubblica</i> | 0,04 | 0,36 | 0,15 | – | – | – | 0,06 | 0,07 | 0,01 | 0,10 | 0,12 | 0,07 |
| <i>Inv. fissi lordi</i> | 0,28 | 0,37 | -0,08 | – | – | – | -0,06 | 0,41 | 0,23 | 0,14 | 0,82 | 0,37 |
| <i>Esportazioni</i> | 0,26 | 0,62 | 0,02 | – | – | – | -0,07 | 0,13 | 0,15 | 0,02 | 0,27 | -0,12 |
| <i>Importazioni</i> | 0,27 | 0,36 | 0,10 | – | – | – | -0,11 | 0,21 | 0,15 | 0,07 | 0,63 | 0,02 |
| <i>Valore aggiunto totale e settoriale</i> | | | | | | | | | | | | |
| <i>Valore aggiunto^c</i> | 0,19 | 1,00 | 0,19 | 0,18 | 1,00 | 0,18 | -0,12 | 1,00 | -0,12 | 0,25 | 1,00 | 0,25 |
| <i>Agricoltura</i> | -0,26 | 0,31 | 0,13 | 0,06 | 0,81 | -0,03 | -0,17 | 0,77 | -0,20 | -0,17 | -0,25 | -0,05 |
| <i>Industria</i> | 0,45 | 0,73 | 0,00 | 0,30 | 0,50 | 0,10 | -0,06 | 0,55 | 0,17 | 0,04 | 0,69 | 0,15 |
| <i>Servizi privati</i> | 0,26 | 0,51 | 0,14 | 0,06 | 0,31 | -0,20 | 0,11 | 0,02 | -0,16 | 0,14 | 0,47 | 0,19 |
| <i>Pubbl. amm.</i> | 0,13 | 0,42 | 0,15 | 0,26 | 0,39 | 0,29 | 0,04 | 0,29 | 0,06 | 0,23 | 0,10 | -0,11 |

^a I coefficienti di correlazione si riferiscono alle componenti cicliche delle serie ottenute con il filtro HP; una correlazione massima per un ritardo di ordine n ($-n$) indica una variabile *leading* (*lagging*) di n anni rispetto all'aggregato di appartenenza.

^b Per le componenti di domanda l'intero intervallo temporale di riferimento è il periodo 1913-2009.

^c I valori si riferiscono all'autocorrelazione della componente ciclica della variabile.

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

4.3 Fluttuazioni e crescita ciclica in Italia: l'analisi con la trasformata wavelet

I risultati presentati in questo paragrafo riguardano la scomposizione trend ciclo mediante la trasformata *wavelet* della serie del PIL pro capite italiano per l'intero periodo 1861-2009 (cfr. § 3.2.3). La serie originale e le componenti costitutive relative al trend (S_4) e alle fluttuazioni con periodo compreso fra 16-32 anni (D_4), 8-16 anni (D_3), 4-8 anni (D_2) e 2-4 anni (D_1) sono mostrate nella Figura 6. I corrispondenti valori di crescita e volatilità sono riassunti nella Tabella 10 in base alla periodizzazione esposta nel § 3.1.1.

L'analisi della componente di trend presentata nella parte in alto a destra della Figura 6 fornisce supporto all'ipotesi che l'andamento di lungo periodo del PIL italiano possa essere rappresentato adeguatamente attraverso un trend lineare segmentato. Osservando la componente di trend si può

³³ La *steepness* rappresenta un utile modo di riassumere le caratteristiche spazio-temporali delle fasi cicliche individuali, e consiste nel calcolare il rapporto tra l'*ampiezza* (deviazioni cumulative rispetto al trend da massimo a minimo e da minimo a massimo, rispettivamente, per le fasi di espansione e contrazione) e la *durata* (in periodi di tempo) di ciascuna di esse. Il concetto di *steepness* che usiamo in questo lavoro ha un significato geometrico - corrisponde alla pendenza dell'ipotenusa del triangolo che Harding e Pagan (2002) suggeriscono di utilizzare quale rappresentazione stilizzata delle fasi del ciclo economico, ed è pertanto diverso da quello in Sichel (1993), dove questo stesso termine è stato usato per definire una proprietà che determina l'asimmetria delle fluttuazioni economiche.

facilmente individuare l'alternanza delle fasi di crescita che caratterizzano il PIL italiano. In particolare, si possono individuare tre periodi di crescita molto bassa contassi medi compresi fra lo 0,46% e lo 0,65%, due periodi con tassi di crescita attorno al 2%, e un periodo di crescita elevata con un tasso medio superiore al 4%. I periodi di crescita quasi nulla sono rappresentati dagli anni che vanno dall'Unità all'ultimo Ottocento, dal periodo inter-guerre e dal primo decennio di questo secolo. I periodi di crescita media sono invece rappresentati dagli anni del primo e dell'ultimo quarto del secolo scorso. Quest'ultimo periodo, caratterizzato dal rallentamento del tasso di crescita a livello internazionale, segue il periodo di maggiore crescita per l'Italia che coincide con il secondo dopoguerra. Infine, per quanto riguarda l'individuazione dei cambiamenti della pendenza del trend possiamo notare che queste variazioni presentano una buona corrispondenza con le date dei *break* individuati dal test presentato nel § 3.1.1.

Tab. 8 – Statistiche riassuntive del ciclo economico italiano (intero periodo e sottoperiodi)

| | <i>Intero periodo</i> | <i>Ante-guerre</i> | <i>Inter-guerre</i> | <i>Dopo-guerre</i> |
|------------------------|-----------------------------|--------------------|---------------------|--------------------|
| <i>Numero di anni</i> | 148 | 52 | 17 | 58 |
| <i>Numero di cicli</i> | 22 | 6 | 4 | 7 |
| | <i>Durata</i> | | | |
| <i>Media</i> | 6,318 | 8,167 | 3,500 | 6,429 |
| | <i>Ampiezza^a</i> | | | |
| <i>Media</i> | 5,376 | 3,913 | 3,896 | 3,317 |

^a I valori medi, moltiplicati per 100, si riferiscono agli scostamenti del PIL dal trend HP nei punti di minimo.

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

Le componenti di dettaglio permettono di evidenziare l'evoluzione della volatilità ai diversi orizzonti temporali, nonché la presenza dei principali *break* strutturali legati alle due guerre mondiali, i cui effetti sono immediatamente visibili a tutte le scale temporali. Scendendo nel dettaglio delle singole componenti si può notare come le componenti D₃ e D₄, corrispondenti ai cicli compresi fra 8 e 32 anni, siano caratterizzate da elevata volatilità nel periodo inter-guerre, periodo in cui anche la componente D₁ presenta una marcata volatilità. Per quanto riguarda la componente D₂, corrispondente ai cicli compresi fra 4 e 8 anni, la volatilità rimane per lo più costante ad eccezione del primo decennio del secolo scorso e dell'ultimo trentennio (oltre che nel corso delle due guerre mondiali). Infine, la componente D₁, relativa alle fluttuazioni comprese fra 2 e 4 anni (cicli Kitchin), presenta in termini di volatilità un comportamento simile alla componente D₂ fino alla seconda guerra mondiale, mentre nel periodo dopo-guerre la bassa volatilità viene interrotta solamente durante gli anni Settanta per effetto degli *shock* petroliferi. Questa evidenza contrasta con l'ipotesi di una forte riduzione della volatilità del prodotto verificatasi all'inizio degli anni Ottanta nella gran parte dei paesi industrializzati (*Great Moderation*), favorendo piuttosto l'ipotesi di un incremento di volatilità *una tantum* legato agli effetti negativi dei due shock petroliferi nel corso degli anni Settanta all'interno di un periodo di prolungata bassa volatilità (cfr. Gallegati e Gallegati, 2007).

5 Osservazioni conclusive

Questo lavoro ha fornito una valutazione empirica dell'evoluzione economica di fondo e delle fluttuazioni cicliche in Italia per il lungo periodo di tempo dal 1861 al 2009. A tale scopo, l'analisi ha utilizzato le ricostruzioni delle serie storiche di contabilità nazionale elaborate da Fenoaltea

(2005a,b, 2006) per il periodo 1861-1913 e da Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970, insieme alle stime ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

Tab. 9 – *Analisi delle asimmetrie del ciclo economico italiano, 1861-2009^a*

| <i>Punti di svolta</i> | | <i>PIL</i> | | <i>Durata</i> | | <i>Ampiezza</i> | | <i>Steepness</i> | |
|------------------------|------------|------------|------------|---------------|-------------|-----------------|-------------|------------------|-------------|
| <i>Max</i> | <i>Min</i> | <i>Max</i> | <i>Min</i> | <i>Contr.</i> | <i>Esp.</i> | <i>Contr.</i> | <i>Esp.</i> | <i>Contr.</i> | <i>Esp.</i> |
| 1863 | 1864 | 0,002 | 0,015 | 1 | | 0,017 | | 0,017 | |
| 1866 | 1867 | 0,028 | 0,027 | 1 | 2 | 0,054 | 0,043 | 0,054 | 0,021 |
| 1870 | 1873 | 0,020 | 0,019 | 3 | 3 | 0,040 | 0,047 | 0,013 | 0,016 |
| 1874 | 1877 | 0,023 | 0,017 | 3 | 1 | 0,040 | 0,042 | 0,013 | 0,042 |
| 1883 | 1884 | 0,011 | 0,018 | 1 | 6 | 0,029 | 0,028 | 0,029 | 0,005 |
| 1887 | 1889 | 0,017 | 0,019 | 2 | 3 | 0,036 | 0,035 | 0,018 | 0,012 |
| 1908 | 1913 | 0,011 | 0,024 | 5 | 19 | 0,035 | 0,030 | 0,007 | 0,002 |
| 1914 | 1915 | 0,002 | 0,045 | 1 | 1 | 0,048 | 0,026 | 0,048 | 0,026 |
| 1918 | 1920 | 0,135 | 0,081 | 2 | 3 | 0,215 | 0,180 | 0,108 | 0,060 |
| 1922 | 1924 | 0,002 | 0,013 | 2 | 2 | 0,015 | 0,082 | 0,007 | 0,041 |
| 1925 | 1927 | 0,016 | 0,015 | 2 | 1 | 0,030 | 0,029 | 0,015 | 0,029 |
| 1929 | 1930 | 0,042 | 0,021 | 1 | 2 | 0,063 | 0,057 | 0,063 | 0,028 |
| 1932 | 1934 | 0,009 | 0,034 | 2 | 2 | 0,043 | 0,029 | 0,021 | 0,015 |
| 1937 | 1938 | 0,007 | 0,013 | 1 | 3 | 0,020 | 0,041 | 0,020 | 0,014 |
| 1939 | 1945 | 0,033 | 0,236 | 6 | 1 | 0,269 | 0,046 | 0,045 | 0,046 |
| 1957 | 1958 | 0,002 | 0,011 | 1 | 12 | 0,013 | 0,238 | 0,013 | 0,020 |
| 1963 | 1965 | 0,018 | 0,022 | 2 | 5 | 0,040 | 0,029 | 0,020 | 0,006 |
| 1970 | 1972 | 0,016 | 0,017 | 2 | 5 | 0,033 | 0,038 | 0,017 | 0,008 |
| 1974 | 1975 | 0,025 | 0,031 | 1 | 2 | 0,055 | 0,042 | 0,055 | 0,021 |
| 1980 | 1983 | 0,016 | 0,014 | 3 | 5 | 0,030 | 0,047 | 0,010 | 0,009 |
| 1991 | 1993 | 0,016 | 0,016 | 2 | 8 | 0,032 | 0,030 | 0,016 | 0,004 |
| 1997 | 1999 | 0,001 | 0,011 | 2 | 4 | 0,012 | 0,017 | 0,006 | 0,004 |
| 2001 | 2003 | 0,019 | 0,009 | 2 | 2 | 0,029 | 0,031 | 0,014 | 0,015 |
| 2007 | | 0,020 | | | 4 | | 0,029 | | 0,007 |
| <i>Media</i> | | 0,020 | 0,032 | 2,087 | 4,174 | 0,052 | 0,053 | 0,027 | 0,020 |

^a I valori del PIL nei punti di massimo e di minimo si riferiscono agli scostamenti della serie dal trend HP.

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

L’analisi di serie storiche annuali dall’Unità al presente è stata condotta essenzialmente con l’obiettivo di riconsiderare l’ipotesi dell’*uniformità* nel corso del tempo dei cicli economici implicita nell’approccio metodologico di gran parte della più recente ed accreditata letteratura sulle fluttuazioni di breve periodo – in particolare, della teoria RBC. Dall’evidenza empirica presentata nel lavoro emergono infatti forti *caveat* contro questa ipotesi. Intanto, come osservato, la struttura economica del paese lungo il sentiero di crescita muta nel corso del tempo, il che lascia ragionevolmente supporre che il comportamento ciclico dell’economia italiana di oggi non sia paragonabile a quello, per esempio, dell’Italia all’indomani dell’Unità. Inoltre, investigando il ciclo economico italiano nel periodo considerato in base a diversi approcci metodologici sorgono notevoli perplessità circa la possibilità di individuare ed interpretare cambiamenti sistematici nel corso del tempo – e cioè la meccanica “ripetizione” delle fluttuazioni – aprendo piuttosto la questione del comportamento possibilmente differente dell’economia italiana durante le diverse fasi del ciclo. Infatti, l’analisi nel dominio temporale secondo l’approccio RBC mostra come la variabilità delle fluttuazioni sia andata progressivamente attenuandosi dopo il secondo conflitto mondiale, un risultato che trova sostanziale conferma con l’applicazione della trasformata *wavelet*.

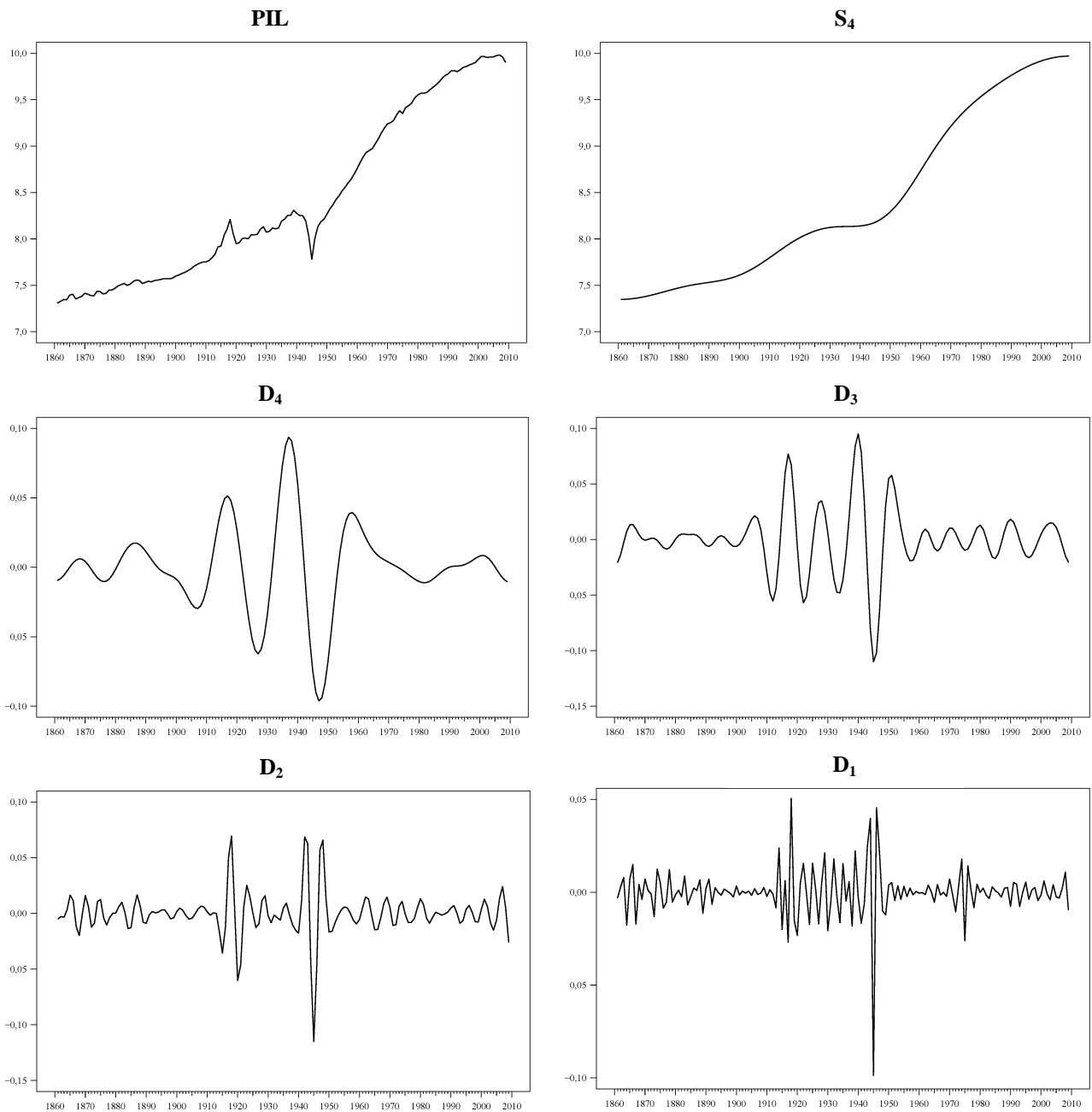


Fig. 6 – Decomposizione wavelet del PIL pro capite italiano, 1861-2009

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

In secondo luogo, tutte le componenti del PIL e del valore aggiunto risultano coincidenti e

procicliche, sebbene il segno e l'entità delle correlazioni di ogni singola componente con la serie di riferimento a livello aggregato si modificano nel corso del tempo. Infine, integrandole statistiche descrittive nel dominio temporale con un'analisi di tipo NBER, i risultati presentati evidenziano la presenza di asimmetrie tra cicli e fasi individuali sia in termini di durata che di ampiezza.

Tab. 10 – Crescita e volatilità del PIL pro capite italiano, 1861-2009

| | Crescita ^a | Volatilità ^b | | | |
|-----------|-----------------------|-------------------------|-------|-------|-------|
| | S_4 | D_4 | D_3 | D_2 | D_1 |
| 1861-1899 | 0,653 | 0,009 | 0,007 | 0,009 | 0,007 |
| 1900-1913 | 1,979 | 0,015 | 0,026 | 0,004 | 0,003 |
| 1922-1939 | 0,543 | 0,059 | 0,041 | 0,011 | 0,015 |
| 1951-1974 | 4,494 | 0,021 | 0,018 | 0,010 | 0,005 |
| 1975-2001 | 2,065 | 0,006 | 0,011 | 0,006 | 0,007 |
| 2002-2009 | 0,464 | 0,007 | 0,014 | 0,016 | 0,006 |

^a I valori, resi in percentuale, esprimono i tassi medi annui composti di crescita sui periodi indicati.

^b La volatilità è stata calcolata utilizzando la deviazione standard.

Fonte: nostra elaborazione su dati Fenoaltea (2005a,b, 2006) fino al 1913, Rossi *et al.* (1993) per gli anni 1913-1970 e sulle serie ISTAT dei conti economici nazionali dal 1970 al 2009.

Sul piano teorico, l'insieme di questi risultati sembra dunque offrire supporto alla tesi dell'*eterogeneità* delle fluttuazioni in Italia. Questa conclusione, che appare incompatibile con l'approccio dominante della letteratura RBC, ha delle conseguenze rilevanti per l'analisi delle fluttuazioni in particolare, e per la teoria macroeconomica in generale. L'ipotesi di somiglianza dei cicli economici rappresenta infatti un corollario della visione secondo cui gli agenti economici sono identici, per cui l'individuo rappresentativo può divenire nelle rappresentazioni formalizzate lo strumento analitico che consente di utilizzare per le grandezze aggregate i risultati ottenuti a livello microeconomico. Questa metodologia ha comportato, per quanto riguarda lo studio delle fluttuazioni, che gli strumenti di analisi fossero quasi esclusivamente quelli macroeconomici. Inoltre, essa preclude la possibilità di individuare le determinanti causali nelle componenti microeconomiche se quest'ultime influenzano le grandezze aggregate.

Per l'analisi delle fluttuazioni economiche occorre, quindi, una riconsiderazione degli strumenti analitici da utilizzare. L'analisi condotta in questo lavoro rivela infatti che le fluttuazioni costituiscono un evento complesso e per molti aspetti peculiare³⁴, di cui l'indagine aggregata rappresenta solo un primo passo. Se questo è vero, individuare le regolarità empiriche del ciclo economico, trascurando i fattori che governano i cambiamenti di tali regolarità, non può che generare risultati, nella migliore delle ipotesi, parziali.

Riferimenti bibliografici

Ancona A. e Bonato L. (1996), "Ciclo economico e stabilizzazione. La storia recente in un confronto internazionale", *Rivista di politica economica*, 86, 3-35.

Andrews D.W.K. (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point", *Econometrica*, 61, 821-856.

Andrews D.W.K. e Ploberger W. (1994), "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative", *Econometrica*, 62, 1383-1414.

³⁴ Ogni ciclo, cioè, ha delle caratteristiche peculiari che devono essere analizzate episodio per episodio: «Each cycle, each period of prosperity and depression, has its special features which are not present in any, or not in many, others. In a sense, each cycle is an historical individual: each is embedded in a social-economic structure of its own» (Haberler, 1958, pag. 275).

- Ardeni P.G. e Gallegati Mauro (1991), "Long-Term Trends and Cycles in the Italian Economy (1861-1988)", *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 50, 193-235.
- Ardeni P.G. e Gallegati Mauro (1994a), *Cicli di crescita nello sviluppo: 1861-1990*, in Ciocca P., a cura di, *Il progresso economico dell'Italia. Permanenze, discontinuità, limiti*, Il Mulino, Bologna, 109-135.
- Ardeni P.G. e Gallegati Mauro (1994b), "Crescita e fluttuazioni nell'economia italiana (1861-1913). Una reinterpretazione", *Politica Economica*, 10, 119-153.
- Artis M.J., Marcellino M. e Proietti T. (2004), *Dating the Euro Area Business Cycle*, in Reichlin L., a cura di, *The Euro Area Business Cycle: Stylized Facts and Measurement Issues*, Centre for Economic Policy Research (CEPR), Londra, 7-33.
- Backus D.K. e Kehoe P.J. (1992), "International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles", *American Economic Review*, 82, 864-888.
- Bai J. e Perron P. (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai J. e Perron P. (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- Baxter M. e King R.G. (1999), "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", *The Review of Economics and Statistics*, 81, 575-593.
- Bonelli F. (1971), *La crisi del 1907. Una tappa dello sviluppo industriale in Italia*, Einaudi, Torino.
- Bry G. e Boschan C. (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, National Bureau of Economic Research (NBER), New York.
- Burns A.F. e Mitchell W.C. (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research (NBER), New York.
- Canova F. (1998), "Detrending and Business Cycle Facts: A User's Guide", *Journal of Monetary Economics*, 41, 475-533.
- Checchi D., Rampa G. e Rampa L. (1997), *Fluttuazioni cicliche di medio termine nell'economia italiana del dopoguerra*, in Banca d'Italia, a cura di, *Ricerche quantitative per la politica economica*, 1995, Centro stampa della Banca d'Italia, Roma, 989-1055.
- Chiarini B. (1994), "Trends, effetti permanenti e componenti non stazionarie: uno studio disaggregato del prodotto e dell'occupazione italiana", *Rivista di politica economica*, 84, 39-80.
- Chow G.C. (1960), "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 28, 591-605.
- Christiano L.J. e Fitzgerald T.J. (2003), "The Band Pass Filter", *International Economic Review*, 44, 435-465.
- Ciccarelli C. e Fenoaltea S. (2007), "Business Fluctuations in Italy, 1861-1913: The New Evidence", *Explorations in Economic History*, 44, 432-451.
- Ciocca P., a cura di (1994), *Il progresso economico dell'Italia. Permanenze, discontinuità, limiti*, Il Mulino, Bologna.
- Ciocca P., Filosa R. e Rey G.M. (1987), *Integrazione e sviluppo dell'economia italiana nell'ultimo ventennio: un riesame critico*, in Ciocca P., a cura di, *L'instabilità dell'economia. Prospettive di analisi storica*, Einaudi, Torino, cap. VI.
- Ciocca P. e Toniolo G., a cura di (1976), *L'economia italiana nel periodo fascista*, Il Mulino, Bologna.

- Crivellini M., Gallegati Marco, Gallegati Mauro e Palestrini A. (2006), *Output Fluctuations in G7 Countries: A Time-scale Decomposition Analysis*, in Mazzi G.L. e Savio G., a cura di, *Growth and Cycle in the Eurozone*, Palgrave Macmillan, Londra, 45-59.
- Crowley P.M. (2007), “A Guide to Wavelets for Economists”, *Journal of Economic Surveys*, 21, 207-267.
- Crowley P.M. e Lee J. (2005), *Decomposing the Co-movement of the Business Cycle: A Time-Frequency Analysis of Growth Cycles in the Euro Area*, Documento di discussione n. 12/2005, Banca della Finlandia, Helsinki.
- Crowley P.M. e Mayes D.G. (2008), “How Fused is the Euro Area Core? An Evaluation of Growth Cycle Co-movement and Synchronization Using Wavelet Analysis”, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2008, 63-95.
- Delli Gatti D., Gallegati Marco e Gallegati Mauro (2003), *Sulla natura e le cause delle fluttuazioni cicliche in Italia (1861-2000)*, in Ciocca P. e Toniolo G., a cura di, *Storia economica d'Italia. 3. Industrie, mercati, istituzioni. 1. Le strutture dell'economia*, Laterza, Roma-Bari, 535-578.
- Delli Gatti D., Gallegati Marco e Gallegati Mauro (2005), “On the Nature and Causes of Business Fluctuations in Italy, 1861-2000”, *Explorations in Economic History*, 42, 81-100.
- Delli Gatti D., Gallegati Mauro e Mignacca D. (1997), “Le dinamiche complesse del prodotto reale dell'Italia”, *Rassegna di lavori dell'ISCO*, 14, 15-32.
- Di Guilmi C., Gaffeo E. e Gallegati Mauro (2004), “Empirical Results on the Size Distribution of Business Cycle Phases”, *Physica A: Statistical and Theoretical Physics*, 333, 325-334.
- Dolado J.J., Sebastián M. e Vallés J. (1993), “Cyclical Patterns of the Spanish Economy”, *Investigaciones Económicas*, 17, 445-473.
- Federico G. (1982), “Per una valutazione critica delle statistiche della produzione agricola italiana dopo l'Unità (1860-1913)”, *Società e Storia*, 15, 87-130.
- Federico G., a cura di (1994), *The Economic Development of Italy Since 1870*, Edward Elgar, Aldershot.
- Fenoaltea S. (2005a), “La crescita economica dell'Italia postunitaria: le nuove serie storiche”, *Rivista di Storia Economica*, 21, 91-121.
- Fenoaltea S. (2005b), “The Growth of the Italian Economy, 1861-1913: Preliminary Second-Generation Estimates”, *European Review of Economic History*, 9, 273-312.
- Fenoaltea S. (2006), *L'economia italiana dall'Unità alla Grande Guerra*, Laterza, Roma-Bari.
- Fiorito R. e Kollintzas T. (1994), “Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective”, *European Economic Review*, 38, 235-269.
- Fuà G., a cura di (1969), *Lo sviluppo economico in Italia. Storia dell'Economia negli ultimi cento anni. Volume III - Studi di settore e documentazione di base*, Franco Angeli, Milano.
- Fuà G., a cura di (1981), *Lo sviluppo economico in Italia. Storia dell'Economia Italiana negli ultimi cento anni. Volume I - Lavoro e reddito*, Franco Angeli, Milano.
- Gaffeo E. e Gallegati Marco (1997), “A Frequency Domain Analysis of Business Cycle in Italy: 1866-1996”, *Rassegna di lavori dell'ISCO*, 14, 33-50.
- Gaffeo E., Gallegati Mauro, Giulioni G. e Palestrini A. (2003), “Power Laws and Macroeconomic Fluctuations”, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 324, 408-416.
- Gallegati Marco (1996), “Testing Output Stationarity Through its Supply Components: Italy, 1861-1993”, *Economic Notes*, 25, 249-260.

- Gallegati Marco e Gallegati Mauro (1995), "Volatilità e persistenza delle fluttuazioni: un'analisi di lungo periodo di alcune serie individuali di produzione in Italia, 1890-1985", *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 53, 81-100.
- Gallegati Marco e Gallegati Mauro (2007), "Wavelet Variance Analysis of Output in G-7 Countries", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 11, Articolo 6.
- Gallegati Mauro e Stanca L.M. (1998), *Le fluttuazioni economiche in Italia, 1861-1995. Ovvero, il camaleonte e il virus dell'influenza*, Giappichelli, Torino.
- Giannini C., Lanzarotti A. e Seghelini M. (1995), "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations: The Case of Italy", *European Journal of Political Economy*, 11, 131-155.
- Golinelli R. e Monterastelli M. (1990), *Un metodo di lavoro per la ricostruzione di serie storiche compatibili con la nuova contabilità nazionale (1951-1989)*, Nota di lavoro n. 9001, Prometeia, Bologna.
- Graziani A. (2000), *Lo sviluppo dell'economia italiana. Dalla ricostruzione alla moneta europea*. Bollati Boringhieri, Torino.
- Haberler G. (1958), *Prosperity and Depression: A Theoretical Analysis of Cyclical Movements*, Allen & Unwin, Londra.
- Hansen B.E. (1997), "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests", *Journal of Business & Economic Statistics*, 15, 60-67.
- Harding D. e Pagan A.R. (2002), "Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation", *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-381.
- Hodrick R.J. e Prescott E.C. (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- ISTAT (1957), *Indagine statistica sullo sviluppo del reddito nazionale in Italia dal 1861 al 1956*, Annali di statistica, serie VIII, vol. IX, Roma.
- Lucas R.E. (1977), "Understanding Business Cycles", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, 7-29.
- Maddison A. (1991), "A Revised Estimate of Italian Economic Growth, 1861-1989", *BNL Quarterly Review*, 177, 225-241.
- Malanima P. (2006), "Alle origini della crescita in Italia 1820-1913", *Rivista di Storia Economica*, 22, 307-330.
- Massmann M., Mitchell J. e Weale M. (2003), "Business Cycles and Turning Points: A Survey of Statistical Techniques", *National Institute Economic Review*, 183, 90-106.
- Onofri P., Paruolo P. e Salituro B. (1992), "Sulle fonti delle fluttuazioni dell'economia italiana: una analisi con sistemi VAR strutturali", *Rivista di Politica Economica*, 82, 33-66.
- Ormerod P. e Mounfield C. (2001), "Power Law Distribution of the Duration and Magnitude of Recessions in Capitalist Economies: Breakdown of Scaling", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 293, 573-582.
- Prescott E.C. (1986), "Theory Ahead of Business Cycle Measurement", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 11-44.
- Quandt R.E. (1960), "Tests of the Hypothesis that a Linear Regression Obeys Two Separate Regimes", *Journal of the American Statistical Association*, 55, 324-330.
- Ramsey J.B. (2008), *Wavelets*, in Durlauf S.N. e Blume J.E., a cura di, *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Second Edition, Palgrave Macmillan, Londra.

- Ravn M.O. e Uhlig H. (2002), "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations", *The Review of Economics and Statistics*, 84, 371-375.
- Rey G.M., a cura di (1991), *I conti economici dell'Italia. I. Una sintesi delle fonti ufficiali. 1890-1970*, Laterza, Roma-Bari.
- Rossi N., Sorgato A. e Toniolo G. (1993), "I conti economici italiani: una ricostruzione statistica, 1890-1990", *Rivista di Storia Economica*, 10, 1-47.
- Sargent T.J. (1987), *Dynamic Macroeconomic Theory*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- Schleicher C. (2002), *An Introduction to Wavelets for Economists*, Documento di lavoro n. 2002-3, Banca del Canada, Ottawa.
- Schlitz G. (1995), "Have Economic Fluctuations Been Dampened? New Empirical Evidence from Italy", *Open Economies Review*, 6, 387-397.
- Schlitz G. (1996), "Business Cycles in Italy: A Statistical Investigation", *European Journal of Political Economy*, 11, 683-698.
- Sheffrin S.M. (1988), "Have Economic Fluctuations Been Dampened? : A Look at Evidence Outside the United States", *Journal of Monetary Economics*, 21, 73-83.
- Sichel D.E. (1993), "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look", *Economic Inquiry*, 31, 224-236.
- Stanca L.M. (1996), "La misurazione del ciclo economico, aspetti metodologici e regolarità empiriche per l'economia italiana (1960-93)", *Giornale degli Economisti ed Annali di Economia*, 51, 211-241.
- Stanca L.M. (1998), "The Postwar Stabilization of Economic Fluctuations: Evidence from a Chain Index of Italian GDP", *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 106, 89-114.
- Toniolo G., a cura di (1978), *L'economia italiana 1861-1940*, Laterza, Bari.
- Toniolo G. (1988), *Storia economica dell'Italia liberale (1850-1918)*, Il Mulino, Bologna.
- Wright I. (2005), "The Duration of Recessions Follows an Exponential not a Power Law", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 345, 608-610.
- Zamagni V. (1993), *The Economic History of Italy, 1860-1990: Recovery After Decline*, Clarendon Press, Oxford.
- Zeileis A., Kleiber C., Krämer W. e Hornik K. (2003), "Testing and Dating of Structural Changes in Practice", *Computational Statistics & Data Analysis*, 44, 109-123.
- Zeileis A., Leisch F., Hornik K. e Kleiber C. (2002), "strucchange: An R Package for Testing for Structural Change in Linear Regression Models", *Journal of Statistical Software*, 7, 1-38.