



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA



1861 > 2011 > >
150° anniversario Unità d'Italia

Quaderni di Storia Economica

(Economic History Working Papers)

Output potenziale, gap e inflazione in Italia
nel lungo periodo (1861-2010): un'analisi econometrica

di Alberto Baffigi, Maria Elena Bontempi e Roberto Golinelli

febbraio 2013

numero

29



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA



Quaderni di Storia Economica

(Economic History Working Papers)

Output potenziale, gap e inflazione in Italia
nel lungo periodo (1861-2010): un'analisi econometrica

di Alberto Baffigi, Maria Elena Bontempi e Roberto Golinelli

Numero 29 – febbraio 2013

La serie Quaderni di Storia Economica intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di studi storici sui temi della crescita, della finanza, della moneta, delle istituzioni, prodotti da studiosi interni o esterni alla Banca d'Italia, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti. Essa sostituisce i precedenti Quaderni dell'Ufficio Ricerche storiche. Le opinioni espresse nei lavori sono attribuibili agli autori e non impegnano in alcun modo la responsabilità dell'Istituto.

Comitato editoriale: MARCO MAGNANI, FILIPPO CESARANO, ALFREDO GIGLIOBIANCO, SERGIO CARDARELLI, ALBERTO BAFFIGI, FEDERICO BARBIELLINI AMIDEI, GIANNI TONIOLO.
Segretaria editoriale: ANTONELLA MARIA PULIMANTI.

ΚUP'44: 3/82: ; "iwo rc+
ΚUP'44: 3/82; 9"qprkg+"

Output potenziale, gap e inflazione in Italia nel lungo periodo (1861-2010): un'analisi econometrica

Alberto Baffigi*, Maria Elena Bontempi** e Roberto Golinelli**

Sintesi

In questo lavoro utilizziamo i nuovi dati storici di contabilità nazionale per l'Italia nel periodo 1861-2010, ricostruiti dalla Banca d'Italia e dall'Istat, con la collaborazione dell'Università degli Studi di Roma "Tor Vergata". La prima parte consiste in uno studio dettagliato delle proprietà statistiche dei nuovi dati, con lo scopo principale di analizzare la variabilità della componente ciclica del PIL a prezzi costanti. La componente ciclica del PIL, interpretata come *output gap*, viene utilizzata, nella seconda parte, per valutare la capacità della curva di Phillips di spiegare le dinamiche dell'inflazione nel corso dei 150 anni di storia del paese. In Italia, la relazione che lega l'inflazione con la situazione congiunturale dell'economia emerge solo dopo la Prima Guerra Mondiale, mentre negli Stati Uniti e nel Regno Unito essa operava già dalla metà del XIX secolo.

Abstract

We exploit the new historical national accounts data for Italy over the period 1861-2010, built by Banca d'Italia and Istat, with the collaboration of the University of Rome "Tor Vergata". In the first part of the paper, a thorough study of the new data's statistical properties is presented mainly aimed to analyse the variability of the cyclical component of constant price GDP. The GDP cyclical component, interpreted as *output gap*, is used, in the second part of the paper, to assess the Phillips curve's ability to explain inflation dynamics over a wide variety of circumstances, over the 150 years of the country's history. In Italy, the relation linking inflation with the cyclical situation in the economy emerged only after World War I, while in US and UK it was operating already in the mid 19th century.

Classificazione JEL: C26, E32, E31, N13, N14

Parole chiave: Output potenziale, gap e inflazione

Indice

1. Introduzione.....	5
2. L'andamento storico dell'output potenziale.....	7
2.1. Trend deterministici segmentati.....	8
2.2. Metodologie alternative di filtro e scomposizione dell'output.....	15
2.3. Verifica della cointegrazione fra diverse misure di trend.....	17
2.4. Il trend potenziale da modelli a componenti non osservabili.....	21
3. Il confronto fra diverse misure di ciclo economico.....	22
3.1. Analisi preliminare univariata.....	23
3.2. Analisi multivariata della componente ciclica.....	26
4. Analisi del <i>trade-off</i> fra inflazione e ciclo economico.....	29
4.1. La curva di Phillips ibrida.....	30
4.2. Analisi univariata delle misure di inflazione.....	31
4.3. I risultati di stima.....	32
5. Conclusioni.....	36
Bibliografia.....	39
Appendice non tecnica.....	45
Tavole e Figure.....	49

* Banca d'Italia, Servizio Studi di Struttura Economia e Finanziaria. Divisione Storia economica e finanziaria. E-mail: alberto.baffigi@bancaditalia.it

**Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli Studi di Bologna. E-mail: mariaelena.bontempi@unibo.it; roberto.golinelli@unibo.it

1. Introduzione¹

La ricostruzione dei dati storici di contabilità nazionale per l'Italia (1861-2011), promossa dalla Banca d'Italia, dall'Istat e da accademici dell'Università di Roma "Tor Vergata" e di altre università (Baffigi 2011), offre agli studiosi nuove possibilità di ricerca quantitativa sulla storia economica del Paese, prima impossibile data la natura sparsa e segmentata delle varie ricostruzioni effettuate da vari studiosi.

La disponibilità dei nuovi dati consente di porre domande sui cambiamenti economici verificatisi nei tempi lunghi della storia: la capacità di crescere del sistema economico, i break strutturali che esso ha sperimentato nell'arco dei decenni, il mutamento delle dinamiche macroeconomiche che lo hanno caratterizzato. In questa prospettiva, le tecniche econometriche consentono di estrarre informazioni e offrire spunti interpretativi che la semplice analisi oculare dei dati, o lo studio qualitativo delle fonti – seppur importanti per orientare la ricerca e per interpretarne i risultati – da soli non rendono possibile.

Gli obiettivi che ci poniamo nelle pagine che seguono sono quindi quelli tipici della storia macroeconomica:

“Structural” differences between today’s economy and the economies of the past – which are sometimes viewed as a reason to avoid historical data – are in fact what make historical data uniquely useful to macroeconomics. The feature that make up the modern economy – everything from the body of knowledge that constitutes “technology” to the rules and behavior that define “institutions” – developed over time (Calomiris e Hanes 1994, p. 3).

La strada che abbiamo scelto, lo schema analitico e metodologico che utilizziamo per studiare la storia macroeconomica d'Italia è quello generale della curva di Phillips: avvalendoci delle nuove serie centocinquantennali, il caso italiano può essere così portato all'interno di un filone di ricerca che finora ha riguardato principalmente gli Stati Uniti d'America. Questo tipo di analisi, che troviamo in una serie di lavori come Cagan (1975), Sachs (1980), Gordon (1990), Allen (1992), Hanes (1993), ha contribuito alla comprensione dell'evoluzione secolare dell'economia americana. I risultati che essi hanno ottenuto, va ricordato, sono passati anche per un dibattito concentrato sulla natura dei dati utilizzati nell'analisi, specie sulla loro comparabilità intertemporale; la questione finora non ha destato grande interesse in relazione alla storia economica italiana, data la segmentazione temporale che ha caratterizzato spesso la ricerca quantitativa nella storia economica italiana.

Su questo sfondo, il nostro lavoro muove da un'analisi preliminare della serie storica del PIL a prezzi costanti che ruota attorno alla sua scomposizione nella componente di lungo periodo, o trend, interpretabile come output potenziale, e quella di breve e medio periodo, o ciclica. La prima componente è un indicatore di offerta che coglie le variazioni permanenti dell'output; la seconda componente è invece attribuibile all'andamento della domanda che induce scostamenti temporanei dal potenziale, verso il basso e verso l'alto. Tali scostamenti,

¹ Lavoro presentato al workshop “I conti nazionali dell'Italia: la nuova ricostruzione dei dati storici, 1861-2011”, Banca d'Italia, Roma, 16 Aprile 2012. Gli autori sono grati a Federico Amidei Barbiellini, Fabio Busetti, Stefano Fenoaltea, Gianni Toniolo, Giovanni Vecchi, un anonimo *referee* e i partecipanti al workshop per i suggerimenti. Naturalmente, gli errori restano a nostro carico. Le affermazioni contenute nel lavoro riguardano gli autori e non anche le istituzioni di appartenenza. In particolare, le stime dell'output potenziale non sono quelle di riferimento per la Banca d'Italia ma sono state effettuate dagli autori al fine esclusivo di condurre le analisi presentate in questo articolo. Bontempi e Golinelli ringraziano il MIUR per il finanziamento ricevuto.

definibili come *output gap*, costituiscono misure del grado di pressione cui la domanda sottopone l'economia con possibili ripercussioni sull'andamento dei prezzi. L'*output gap* è il cuore empirico dello schema analitico à la Phillips utilizzato nelle pagine seguenti.

Nella ricerca di una stima plausibile e ragionevolmente robusta della componente di lungo periodo del PIL, ci siamo avvalsi di varie tecniche di scomposizione e filtraggio dei dati, per poi mettere a confronto i diversi risultati ottenuti. Più in dettaglio, nel paragrafo 2 abbiamo ricavato nove stime del trend per il PIL dell'economia italiana dal 1861 al 2010 riconducibili: (1) a metodi con trend segmentati (deterministici, come il metodo "Wharton" del *peak-to-peak trend*, e stimati con OLS con date di break conosciute a priori oppure determinate endogenamente, con la procedura di Bai e Perron (1998; 2003) – nel paragrafo 2.1; (2) a filtri e scomposizioni univariate (Hodrick e Prescott 1997, con $\lambda = 6.25$ oppure 100; Baxter e King 1999; Christiano e Fitzgerald 2003; Beveridge e Nelson 1981) – nel paragrafo 2.2; (3) a modelli a componenti non osservabili di Harvey e Jaeger (1993) – paragrafo 2.4.

Come hanno sottolineato Mills e Crafts (1996), due autori che hanno aperto la strada all'applicazione di tecniche di scomposizione trend-ciclo ai dati storici sul prodotto (Crafts, Leybourne e Mills 1989), i tassi di crescita del trend sono sensibili ai diversi metodi con cui essi vengono calcolati; su questo punto si veda anche Canova (1998). E del resto, come gli stessi due autori riconoscono, la delicatezza metodologica della questione ha stimolato un dibattito ampio e fecondo, con approfondimenti critici che hanno riguardato lo stesso loro lavoro originario, che comprende numerosi articoli tra i quali ricordiamo gli stessi Crafts e Mills (1992), Newbold e Agiakloglou (1991), Ball e Wood (1996). La consapevolezza di muoverci su un terreno non privo di insidie ha suggerito alcune accortezze nella conduzione della nostra analisi. Così, non abbiamo effettuato una scelta a priori dell'una o dell'altra serie del potenziale. Piuttosto, abbiamo verificato la coerenza statistica fra le nove serie nel lungo periodo mediante analisi di cointegrazione. La prova statistica dell'esistenza di questa coerenza nei trend di lungo periodo (si vedano i risultati nei paragrafi 2.3 e 2.4) suggerisce che le nove misure di output potenziale da noi ottenute differiscono tra loro solo transitoriamente e non in modo permanente. Ma, proprio per l'esistenza di queste deviazioni transitorie fra misure di trend potenziale, rimane aperta la possibilità che esse contribuiscano a diverse dinamiche cicliche di breve periodo.

Per questo, nel paragrafo 3, ci siamo concentrati sul comportamento delle nove componenti cicliche, sintetizzate dalle corrispondenti serie di *output gap*, definite come la differenza fra il PIL effettivo e le nove misure di PIL potenziale. In particolare, le serie di *output gap* sono state sottoposte ad analisi univariata al duplice fine di dar conto dei diversi gradi di persistenza e volatilità attribuibili a ciascuna di esse e di individuare eventuali mutamenti nei pattern di variabilità osservati nei diversi periodi oggetto di analisi.

Inoltre, le misure cicliche ottenute consentono anche di fornire una datazione dei punti di svolta che abbiamo calcolato sia tenendo conto dei segnali provenienti distintamente da ciascuna di esse, sia considerando l'andamento di una loro sintesi fattoriale.

I risultati ottenuti vengono quindi utilizzati nel paragrafo 4 che si concentra sullo studio del *trade-off* tra inflazione e situazione ciclica dell'attività economica. La formulazione generale adottata è ispirata al cosiddetto modello del triangolo di Robert Gordon (1981) in cui la dinamica dell'inflazione viene spiegata da tre fattori di base: le aspettative, che nel nostro modello hanno componenti sia *forward* sia *backward-looking*, in

maniera simile a Gali e Gertler (1999); gli shock di domanda, misurati dall'*output gap*; gli shock di offerta (in particolare, i prezzi delle importazioni e la produttività interna).

La specificazione adottata consente, all'interno di una metodologia statistica uniforme di cogliere e interpretare le differenze fra i valori dei diversi parametri stimati in diversi periodi di interesse e quindi di trarre spunti interpretativi sull'evoluzione storica del quadro macroeconomico italiano.

La sezione 5 conclude con un quadro di sintesi e suggerisce i futuri spunti di ricerca. Completa il lavoro un'appendice non tecnica nella quale presentiamo spiegazioni il più possibile intuitive a beneficio di chi non avesse familiarità con le tecniche econometriche utilizzate.

2. L'andamento storico dell'output potenziale

L'output potenziale è una variabile che permette di scomporre le fluttuazioni dell'output in: (a) fluttuazioni che provengono dal lato dell'offerta, vale a dire quelle che modificano il prodotto in modo permanente; (b) fluttuazioni di domanda, che causano invece variazioni solo transitorie del prodotto. In sintesi:

$$y_t = \tau_t + \delta_t \quad \text{con } t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

dove y_t è la serie storica del PIL (espressa in log-livelli), τ_t rappresenta la componente permanente dell'output (ovvero il trend), e δ_t rappresenta la componente transitoria che misura le deviazioni dal trend. A sua volta, le deviazioni dal trend sono scomposte in due parti:

$$\delta_t = c_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

dove c_t è la componente ciclica (caratterizzata da una dinamica stazionaria, vale a dire transitoria) e ε_t è la componente di disturbo, spesso definita come una variabile casuale *white noise*.

Nonostante l'output potenziale non sia osservabile direttamente, la sua tendenza τ_t può essere estratta dalla serie storica dell'output effettivo y_t , vale a dire dal PIL a prezzi costanti. Per questo, le tecniche univariate che permettono la stima del prodotto potenziale a partire dalla sola serie del PIL vengono definite *output-based*². Fra gli approcci alternativi a disposizione, nel presente lavoro faremo riferimento a tecniche statistiche basate su: trend

² Una tecnica alternativa di stima dell'output potenziale si basa sulla funzione di produzione. Data una quantificazione dei legami fra prodotto, capitale e lavoro, si definisce output potenziale la quantità di prodotto ottenibile al livello di pieno impiego dei fattori produttivi. Nel nostro caso, tale approccio non è fattibile per la carenza di informazioni statistiche affidabili su un periodo temporale così ampio. Esempi di impiego di questa metodologia per stimare l'output potenziale di Stati Uniti, Unione Europea ed Euro Area, sono rispettivamente Congressional Budget Office (2001), D'Auria *et al.* (2010) e Willman (2002). Ancora più in generale, Parigi e Siviero (2001) integrano una stima *model-based* dell'output potenziale nella struttura del modello econometrico della Banca d'Italia.

segmentati (sezione 2.1), filtri e scomposizioni univariate (sezione 2.2), e modelli con componenti non osservabili (sezione 2.4)³.

2.1. *Trend deterministici segmentati*

Il modello con trend segmentati ipotizza che il livello dell'output potenziale in equazione (1) abbia crescita costanti e distinte in S sottoperiodi i :

$$\tau_t = \sum_{i=1}^S \alpha_i D_i + \sum_{i=1}^S \beta_i D_i t \quad (3)$$

dove $i = 1, 2, \dots, S$ indica i sottoperiodi (i “segmenti” di trend) delimitati da due date consecutive di break; α_i indicano le costanti di ogni sottoperiodo; D_i è una variabile *dummy* pari a uno nel periodo i -esimo, zero altrimenti; t è un trend lineare; infine, il parametro β_i misura la crescita media dell'output potenziale nell' i -esimo segmento (pendenza del trend)⁴. Nella (3) il prodotto potenziale è ipotizzato muoversi linearmente all'interno di ogni ciclo (crescita costante), mentre è libero di modificarsi da un ciclo all'altro anche in modo molto pronunciato. Sostituendo la (3) nella (1) si ottiene la specificazione del modello con trend segmentati:

$$y_t = \sum_{i=1}^S \alpha_i D_i + \sum_{i=1}^S \beta_i D_i t + \delta_t \quad (4)$$

dove δ_t è il ciclo economico che misura le deviazioni transitorie dell'output effettivo (y_t , cioè il PIL in logaritmi) rispetto al sentiero delineato dal trend di sottoperiodo, deviazioni interpretate come il risultato di shock di domanda.

Semplicità, facile implementazione a partire da fonti statistiche ufficiali e immediatezza sono gli aspetti positivi dell'approccio dei trend segmentati. I precursori di questo metodo, spesso definito come “NBER approach”, sono Burns e Mitchell (1946). Da allora, questo approccio è stato spesso utilizzato in letteratura (si vedano, fra le altre, le applicazioni di Friedman e Schwartz 1963, e di Klein e Summers, 1966).

L'ingrediente principale della stima del PIL potenziale con trend segmentati è la conoscenza di quali siano gli estremi di ciascun segmento i , vale a dire delle date in cui si sono verificati i break del trend lineare. Tali momenti storici – in cui si ipotizza che si sia realizzato uno shock di offerta in grado di modificare in modo permanente la crescita dell'output potenziale – possono essere conosciuti a priori, oppure identificati da procedure puramente statistiche⁵.

³ Per un'ampia rassegna si veda Ladiray, Mazzi e Sartori (2003).

⁴ Per definizione, T/S è la durata media dei sottoperiodi; $\sum_{i=1}^S D_i = \mathbf{1}$, dove $\mathbf{1}$ è un vettore unitario di dimensione T .

⁵ Naturalmente, maggiore il numero di break occorsi, maggiore sarà il numero di shock che si suppone abbiano colpito l'economia dal lato dell'offerta, facendo sempre più somigliare il profilo temporale dell'output potenziale a quello di un processo integrato. Nel seguito approfondiremo questo punto.

Il metodo “Wharton” del *peak-to-peak trend* (d'ora in avanti solo PTPT) di Klein e Summers (1966) è il modo classico in cui storicamente l'equazione (4) è stata implementata. Il metodo PTPT è infatti un caso particolare di trend segmentati con date conosciute a priori in quanto ipotizza che le date di break coincidano con la successione dei picchi dei cicli economici verificatisi nel periodo analizzato: ogni segmento interpola due punti che vanno dall'anno successivo a quello in cui si è verificato un picco del ciclo fino all'anno in cui si realizza il picco successivo⁶. Nel PTPT la serie storica dell'output potenziale è quindi definita da una successione di segmenti che interpolano linearmente due picchi consecutivi del ciclo; tale interpolazione permette di stimare i parametri α_i e β_i . Dato che l'applicazione del metodo PTPT non prevede alcuna procedura di stima e inferenza statistica, esso è puramente deterministico.

In alternativa, sempre con le date di break definite a priori, i parametri α_i e β_i possono essere stimati minimizzando $\sum_{t=1}^T \hat{\delta}_t^2$ mediante stima OLS dei parametri dell'equazione (4). Questo approccio di stima di trend segmentati (d'ora in avanti solo TSOLS) implica la minimizzazione della variabilità del ciclo che si trova – assieme al termine di errore – all'interno della componente δ_t ; si veda la (2).

Anche se entrambe muovono dallo stesso modello (4), le tecniche PTPT e TSOLS differiscono per tre aspetti rilevanti.

Primo, il modello (4) applicato in ambito PTPT implica una ipotesi di trend a forma di “V”: i cambiamenti delle pendenze β_i della funzione di trend lasciano i diversi segmenti uniti nel momento del break (del picco); quindi il PTPT usa i dati storici per stimare solo gli β_i con i tassi di crescita medi di periodo (cioè usa solo i dati dei punti di picco), mentre le α_i sono vincolate a garantire la giunzione dei segmenti nei punti di picco. Il modello (4) applicato in ambito TSOLS implica, invece, una ipotesi di trend completamente spezzati: i cambiamenti delle pendenze β_i della funzione di trend si associano ad altrettanti potenziali cambiamenti delle costanti α_i ; quindi il TSOLS usa tutti i dati storici inclusi nell'*i*-esimo intervallo per stimare β_i e α_i allo scopo di ottenere il migliore accostamento ai dati. Detto diversamente, a partire da date ipotizzate note, l'approccio PTPT usa meno informazione ed è meno flessibile dell'approccio TSOLS nell'approssimare l'andamento dell'output effettivo.

Secondo, il metodo TSOLS permette – contrariamente al PTPT – la verifica ricorsiva della significatività statistica del cambiamento della costante e della pendenza del trend nel passaggio dal segmento *i*-esimo a quello successivo.

Terzo, in presenza di periodi anomali, l'applicazione del TSOLS al modello (4) può escluderli dalla stima dei parametri α_i e β_i mediante l'uso di variabili *dummy* puntuali,

⁶ In altri termini, si ipotizza che ai picchi ciclici dell'output corrisponda lo stesso (e molto elevato) grado di utilizzazione della capacità produttiva. Per questo, oltre all'inevitabile arbitrarietà della datazione dei picchi e alle difficoltà che insorgono nella valutazione dei dati alla fine del periodo campionario (problemi comuni a tutti i modelli con trend segmentati), il *peak-to-peak break* presenta un ulteriore elemento di debolezza: l'output potenziale è identificato come il massimo produttivo raggiungibile in un certo momento, mentre, di solito, l'output potenziale evoca una nozione di sostenibilità di lungo periodo.

mentre il metodo PTPT richiede ipotesi sul comportamento dell'output potenziale anche durante tali periodi.

Nella parte che segue, applicheremo tecniche di PTPT e di TSOLS ipotizzando che la datazione dei picchi ciclici conosciuti a priori coincida con le date di break nella funzione di trend dell'output potenziale: i momenti di break si verificano nel periodo successivo a un punto di massimo locale del prodotto effettivo.

La necessità di datare a priori i punti di picco del ciclo dal 1861 al 2010 si scontra, nel caso italiano, con l'inesistenza di una visione di *consensus* delle fasi cicliche. Pertanto, in questo lavoro, i punti di picco ciclico sono identificati sulla base delle tre cronologie elencate nel Riquadro 1 che costituiscono il nostro set informativo.

Allo scopo di sfruttare l'informazione disponibile, la nostra datazione di sintesi – nella seconda colonna di Tavola 1 – è costruita come unione insiemistica degli anni inclusi in ciascuna delle tre cronologie. La nostra scelta di mettere assieme a priori le datazioni di altri studi che temporalmente ci precedono muove dall'ipotesi che esse siano il frutto di elaborazioni non solo statistiche (e comunque basate su dati diversi dai nostri), ma anche basate su elementi di conoscenza storiografica. Pertanto, tale scelta – effettuata senza ispezione preliminare della nostra serie del PIL effettivo – ci permette di incorporare questa informazione storiografica e, al contempo, ci pone al riparo dai problemi statistici evocati ad esempio in Christiano (1992)⁷.

Infine, per limitare la proliferazione di date non significativamente diverse, abbiamo imposto all'unione che la distanza fra le diverse date fosse pari ad almeno tre anni.

Nel periodo che segue la Seconda Guerra Mondiale la datazione risulta pressoché univoca, nonostante le due fonti utilizzate. Per il periodo interbellico, il riferimento esclusivo è al lavoro sub 2) del Riquadro 1 e, quindi, non si pongono problemi di sintesi o riconciliazione. Nel cinquantennio post-unitario, l'altro periodo per il quale disponiamo di due fonti sovrapposte, l'identificazione risulta invece più complessa: i punti di svolta superiore proposti nei lavori sub 1) e 2) nel Riquadro 1 sono talvolta molto diversi e distanti. L'idea di considerarli in una serie unica (l'unione dei due insiemi, appunto) poggia sulla constatazione che non esistono in letteratura studi specifici sul movimento ciclico di quegli anni⁸. Conviene allora ampliare l'insieme dei possibili punti di massimo, o meglio, dal nostro punto di vista, dei possibili punti di cambiamento strutturale, lasciando poi alla successiva analisi statistica il compito della valutazione della loro significatività.

⁷ Si ricorda che il test di costanza dei parametri, introdotto da Chow (1960), richiede che le date di break sottoposte a verifica siano stabilite a priori senza neppure la visione del grafico, altrimenti tali date sarebbero da considerarsi endogene (cioè correlate con la serie studiata).

⁸ Ciccarelli e Fenoaltea (2007) osservano che le serie di Fenoaltea (2006), sulle quali si basa la loro cronologia ciclica, sono state costruite col fine immediato «to remove the gross errors displayed over the medium and long term by the extant Istat-Vitali series and their subsequent derivatives; and this much they appear to have achieved. But the aggregate series for industry and for the services both include provisional elements that simply interpolate a small handful of census benchmarks, and do not yet incorporate any short-term movements at all [...]. The agricultural aggregate too is excessively stable». (Ciccarelli e Fenoaltea 2007, p. 437).

Riquadro 1

L'identificazione "a priori" di una possibile datazione del ciclo in Italia

Gli studiosi della storia economica italiana non hanno a disposizione *business cycle dates* come quelle prodotte dall'NBER negli Stati Uniti (Moore e Zarnowitz 1984); le hanno per un periodo molto più breve. Così, mentre per il secondo dopoguerra esiste la datazione ISCO-ISAE-ISTAT, costruita col metodo NBER, che copre il periodo 1945-2010, per gli 85 anni precedenti è necessario ricorrere alle eterogenee informazioni e analisi sparse in un'ampia letteratura. I vari autori che vi hanno contribuito non hanno prodotto una datazione del ciclo comunemente accettata. Ciò in quanto, da una parte, la datazione del ciclo non è sempre stato l'obiettivo degli storici economici. Dall'altra, questo stato di fatto risente delle controversie storiografiche, non ancora del tutto sopite, riguardanti l'interpretazione del periodo dell'industrializzazione, i primi cinquanta anni unitari; non è ad esso estranea anche la relativa arretratezza degli studi quantitativi sul periodo interbellico che solo negli ultimi due anni è stata in ampia misura sanata dagli studi di Carreras e Felice (2010) e da quello di Ferdinando Giugliano (2011). Su questo sfondo, la nostra strategia ha mirato a selezionare dalla letteratura disponibile datazioni e periodizzazioni dell'attività economica basate sia su tecniche statistiche standard per identificare punti nel tempo in corrispondenza dei quali appare ragionevole ipotizzare che l'attività economica fosse prossima al potenziale. Il risultato di questa sintesi si concretizza nelle date proposte nella seconda colonna di Tavola 1, mentre la prima colonna numera progressivamente i cicli.

I lavori su cui si basa la nostra datazione di sintesi sono:

1) Ciccarelli e Fenoaltea (2007): gli autori applicano il filtro *band-pass* di Baxter e King (1999) alla serie storica del PIL a prezzi 1911 ricostruita da Fenoaltea (2006), per il periodo 1861-1913. I massimi e i minimi ciclici riguardano la componente ciclica, definita come la componente costituita da fluttuazioni con periodo fra i 2 e gli 8 anni. Nella Tavola 1, p. 435, colonna (1), gli autori riportano la cronologia da loro calcolata, classificando massimi e minimi in base alla misura della loro deviazione rispetto al trend e in base alla distanza da altri punti di svolta. Per il PIL vengono identificate tre tipologie di punti di svolta, definite come "major", "significant" e "neighboring major or significant turning points" (Ciccarelli e Fenoaltea 2007, Table 1, p. 435). I massimi ciclici indicati dai due autori sono stati rilevati a prescindere dalla loro rilevanza;

2) Delli Gatti, Gallegati e Gallegati (2005): la procedura di datazione è la medesima usata dagli autori precedenti, applicata però ai dati di Ercolani (1975), per il periodo 1861-1890; quelli di Rossi, Sorgato e Toniolo (1993), per gli anni 1890-1990; quelli ISTAT (2001) per gli anni Novanta del secolo scorso.

3) il rapporto annuale dell'Istat (2011, pp. 10-11) riporta e aggiorna la cronologia ciclica ereditata dal lavoro di datazione che sin dal 1945 è stato svolto, prima dall'ISCO poi dall'ISAE. Il metodo di datazione è quello utilizzato tradizionalmente, negli Stati Uniti, dal National Bureau of Economic Research (NBER), in cui i punti di svolta dell'economia vengono identificati considerando l'andamento del livello – non della componente ciclica – di alcune variabili ritenute significative.

Nel periodo considerato, sono stati identificati 26 possibili cicli completi (il 27-esimo è ancora in corso, in quanto il 2007 è l'ultimo picco datato) con una durata media di 5 anni e 6

mesi. La colonna accanto a quella con la datazione esogena dei picchi riporta l'esito dei test di costanza dei parametri α_i e β_i del modello (4) fra un segmento di trend (corrispondente a un ciclo) e quello successivo, cioè dal periodo $(i-1)$ -esimo all' i -esimo⁹.

Se invece il timing dei break è sconosciuto a priori, esso deve essere stimato con procedure di test applicate al modello di detrendizzazione lineare. Con riferimento alla verifica dell'esistenza di un solo punto di break su tutto il periodo campionario, molti lavori hanno contribuito a tracciare un quadro metodologico completo per modelli alternativi in cui la data unica è stimata dai dati della serie; si vedano fra gli altri, Zivot e Andrews (1992) e Perron (1997)¹⁰. L'ipotesi di un solo break è eccessivamente restrittiva per un periodo campionario ampio come quello considerato in questo studio. Occorrono, quindi, tecniche di stima di break multipli, fondate sulla metodologia delineata in Bai e Perron (1998; 2003).

Bai e Perron (d'ora in avanti solo BP) propongono un algoritmo, basato sul principio della programmazione dinamica, di efficiente minimizzazione globale della somma dei quadrati dei residui del modello (4) in cui le date – sconosciute a priori – dei break multipli vengono stimate assieme ai parametri α_i e β_i . Le date di break evidenziate corrispondono alla partizione del campione che minimizza il *Bayesian Information Criterion* (BIC) fra tutti i possibili alternativi punti di break distanti tra loro per più di un certo numero di anni (nel nostro caso, 8 anni)¹¹. Allo scopo di evitare evidenze di break – ovvi ma di scarso interesse – accaduti durante la Seconda Guerra Mondiale (d'ora in avanti solo WWII), l'algoritmo BP è stato applicato a due sotto-periodi del campione complessivo (1861-1941 e 1948-2010).

Le stime delle date di break sono riportate nell'ultima colonna della Tavola 1. Dal confronto di queste con le date di picco definite *ex ante* si nota una riduzione del loro numero: dalle 27 riportate nella prima colonna (di cui 22 statisticamente significative al 5%) si scende a 10, a cui si aggiungono il 1941 (fine del primo sottoperiodo) e il 1948 (inizio del secondo sottoperiodo). I punti di break evidenziati dall'algoritmo BP sono quelli che – fra i molti alternativi – ottimizzano la capacità esplicativa del modello (4) in relazione al PIL. Dato che l'algoritmo di BP non evidenzia alcun break nelle fasi iniziali di entrambi i sottoperiodi sottoposti a verifica (17 anni dal 1861 al 1877 e 21 anni dal 1948 al 1968), abbiamo sottoposto a verifica la presenza di un solo break in ciascuna di queste due fasi iniziali usando il test di Zivot e Andrews (1992): abbiamo trovato un break aggiuntivo nel 1867, anch'esso riportato in Tavola 1; nessun break è invece segnalato nel periodo 1948-1968.

⁹ La significatività statistica è stata verificata a partire da test di Wald sulla base di matrici di varianza-covarianza degli errori (il "ciclo" residuo $\hat{\delta}_t$) robuste all'eteroschedasticità e all'autocorrelazione (Newey and West, 1987).

¹⁰ La letteratura muove dallo studio seminale di Perron (1989), in cui però si ipotizza che la data del break sia nota a priori.

¹¹ Tale distanza minima fra break implica un numero massimo di break in linea con il risultato ottenuto dalla stima del modello (4) con break conosciuti a priori. La ricerca dei break effettuata definendo a priori una distanza minima inferiore a 8 anni acuirebbe eccessivamente il problema della esiguità della dimensione campionaria su cui basare le singole inferenze.

L'esito dell'applicazione dei metodi PTPT, TSOLS e BP all'equazione (4) porta alla stima di residui (ciclo economico) che sono stazionari se gli alternativi metodi di detrendizzazione sono stati compiuti in modo statisticamente appropriato¹².

Per valutare le caratteristiche statistiche delle serie storiche di interesse, la parte in alto della Tavola 2 riporta l'esito del test di radici unitarie di Elliott, Rothemberg e Stock (1996, DF-GLS) per livelli e differenze prime di PIL effettivo e potenziale (ottenuto con i tre metodi alternativi). L'ultima riga in Tavola 2 riporta l'esito del test di stazionarietà di Kwiatkowski *et al.* (1992, KPSS) dei residui $\hat{\delta}_t$ dell'equazione (4), vale a dire della differenza fra PIL effettivo e alternative stime del potenziale. Tutti i test si riferiscono al periodo completo 1861-2010¹³.

Alla luce delle statistiche test DF-GLS, l'output effettivo e la componente permanente (output potenziale) sono entrambi generati da processi stocastici integrati del primo ordine, essendo non stazionari in livelli e stazionari in differenze prime. Naturalmente, questo esito deve essere interpretato alla luce dell'ipotesi alternativa del test: stazionarietà dell'output che fluttua attorno a un trend deterministico con pendenza costante, cioè senza break. Il non rifiuto dell'ipotesi nulla di radici unitarie per entrambe le serie storiche significa che nel periodo 1861-2010 il PIL italiano è stato colpito da shock di offerta che ne hanno modificato il profilo in modo permanente¹⁴. Se questi siano un *continuum* o un numero discreto che varia fra i 27 del metodo PTPT e i 22 del metodo TSOLS dipende dall'esito del test di stazionarietà dei cicli generati dalla detrendizzazione. Le ultime tre colonne di Tavola 2 riportano, in analogia con il caso di date di break conosciute a priori, i test di radici unitarie del prodotto potenziale per il caso di date di break non conosciute a priori. I risultati indicano che anche solo 10 break¹⁵ nel sentiero di trend dell'output potenziale sono sufficienti a caratterizzare il *data generation process* (DGP) del modello con trend segmentati come definito da shock (di offerta) permanenti.

Riguardo ai test di stazionarietà della stima del ciclo residuale $\hat{\delta}_t$, i valori della statistica KPSS non rifiutano mai l'ipotesi nulla di residui generati da processi stocastici stazionari. Quindi, i cicli/residui delle due alternative detrendizzazioni operate sopra sono

¹² Nel contesto TSOLS, la stazionarietà dei residui della stima del modello (4) è la condizione che sostiene l'appropriatezza dei risultati dell'inferenza statistica condizionata alla conoscenza a priori delle date dei break.

¹³ Le statistiche test di radici unitarie (DF-GLS) e di stazionarietà (KPSS) riportati in Tavola 2 sono confrontate con valori critici simulati mediante un esperimento di Monte Carlo di 10 mila replicazioni articolate come segue: (a) simulazione di una serie storica X come realizzazione di un processo $I(1)$ con $T = 150$; (b) costruzione della corrispondente serie XT di trend segmentati (maggiore è il numero di segmenti di trend, maggiore la probabilità che – al pari della X – anche questa seconda serie sia integrata, se confrontata con un modello con trend senza break); (c) definizione del ciclo come $C = X - XT$, in tal modo la serie C è stazionaria in quanto combina le due serie $I(1)$ X e XT con vettore di cointegrazione $(1 - 1)$; (d) applicazione del test DF-GLS alle due serie X e XT , e del test KPSS a C ; (e) sulla base dei percentili delle tre distribuzioni simulate delle statistiche test, ottenimento dei valori critici riportati in Tavola 2. Su questo punto, si veda anche Mills (1994).

¹⁴ Si nota che la presenza o meno nel campione complessivo del periodo relativo alla Seconda Guerra Mondiale non va a modificare l'esito dei test di radici unitarie.

¹⁵ Di cui 9 stimate direttamente dall' algoritmo di Bai e Perron (1998; 2003), più una segnalata dal test di Zivot e Andrews (1992) nel sottoperiodo 1861-1877 in cui il test di BP non segnala alcun break.

tutti stazionari e questo corrobora l'idea economica sottostante l'approccio dei trend segmentati: il ciclo economico è costituito da shock di domanda che, in quanto tali, hanno effetti solo transitori sul livello dell'output. L'analisi del profilo ciclico dell'economia verrà approfondito nella Sezione 3.

La Figura 1 riporta le stime alternative della crescita segmentata dell'output potenziale distinguendo, in alto, i dati relativi al periodo 1861-1942, in basso il periodo 1948-2010.

Nel complesso, si evidenziano i 26 segmenti *ex ante* di PTPT (linea spezzata); il segmento relativo alla fine del campione nel primo sottoperiodo (fino al 1941) è negativo perchè usa come picco “fuori periodo” il 1943, il cui livello è inferiore a quello del precedente picco del 1929. L'ultimo segmento PTPT (dal 2000 in poi) estrapola la crescita di trend misurata a partire dai picchi 2000 e 2007. Assieme alla linea spezzata, si riportano anche i tassi di crescita delle spezzate ottenute con TSOLS (i cui segmenti, quadrati neri, derivano solo dai cambiamenti significativi dei parametri α_i e β_i , vale a dire gli anni segnalati come significativi in Tavola 1) e con BP (i cui segmenti, quadrati bianchi, sono endogenamente determinati).

La Tavola 1, insieme alla Figura 1, fornisce alcuni spunti interessanti sulle varie fasi che ha attraversato l'economia italiana dall'anno della sua nascita ufficiale, il 1861, sino ai nostri giorni. Va notato, che la datazione riportata nella terza colonna della Tavola 1, ricavata con il metodo BP, costituisce grosso modo un sottoinsieme della datazione PTPT: sulle 10 date individuate endogenamente, 8 si discostano di un solo anno da quelle determinate sulla base della letteratura, una di due anni e un'altra di tre. Si tratta di una regolarità che vale la pena analizzare.

Nonostante i possibili errori statistici di BP nella definizione endogena delle date, nel complesso le 10 date, cui si aggiungono le due date che delimitano la “black box” della Seconda Guerra Mondiale, colgono in maniera abbastanza precisa alcuni periodi storici significativi. Così, ad esempio, il periodo 1861-1879 sembra rappresentare, con una lieve maggiore estensione, il periodo della Destra storica, la fase fondativa del nuovo Regno, la costruzione della nuova economia italiana¹⁶. All'interno di tale periodo, il 1867 appare legato alla crisi sfociata nell'instaurazione del corso forzoso, l'anno precedente¹⁷. Nel complesso, invece, il periodo 1879-1897 sembra cogliere gli anni della Sinistra storica, anche se in maniera indistinta, con l'era depretisiana congiunta agli anni crispini. Presa alla lettera, quest'ultima periodizzazione indica che la prosperità degli anni Ottanta del XIX secolo e il successivo ristagno degli anni Novanta, costituiscono le fasi di un unico movimento ciclico che ha interessato l'economia italiana con fluttuazioni di breve periodo che non hanno inciso sulle sue tendenze di più lungo andare¹⁸. L'era giolittiana viene colta

¹⁶ Una sintesi efficace dei principali aspetti e delle più importanti questioni che caratterizzarono il periodo della Destra storica (1861-1876) è in Ciocca (2007, pp. 78-109). Si veda anche Are (1965), Fenoaltea (2006, cap. II) e Toniolo (1988, pp. 99-118).

¹⁷ Luzzatto (1968, pp. 65 e ss.) e de Rosa (1980, pp. 3 e ss.).

¹⁸ Il tema è importante e non intendiamo certo esaurirlo in questa sede. Notiamo tuttavia che questo spunto potrebbe accogliere, ma su un intervallo di tempo più circoscritto, la tesi di Fenoaltea (2006) il quale vede nell'intero arco del primo cinquantennio unitario una «notevole continuità strutturale; i mutamenti di rilievo del tasso di crescita sono dovuti all'instabilità della domanda di beni di investimento, che interagisce con un'offerta sempre elastica. [...] la crescita rapida degli anni Ottanta, la crisi degli anni Novanta, la rinnovata crescita

in maniera precisa dai punti di break del 1897 e del 1913; mentre vengono presi in blocco gli anni che vanno dall'inizio della Prima Guerra Mondiale al fascismo. Il ventennio mussoliniano non mostra mutamenti strutturali al suo interno, se si eccettua il 1930, l'anno seguente all'inizio della Grande Depressione: il grafico in Figura 1, tuttavia, mostra che il mutamento strutturale registrato in quell'anno non sarebbe di proporzioni rilevanti. Se proseguiamo il nostro excursus osservando il periodo post-bellico, nel suo insieme appare evidente la graduale discesa della crescita potenziale scandita dal susseguirsi dei cicli, dalla fine del conflitto fino agli anni 2000: dal 6% degli anni della ricostruzione la crescita del potenziale raggiunge tassi pari a circa il 2% in corrispondenza degli ultimi cicli, cioè su valori simili a quelli di fine Ottocento. La gradualità del processo descritto, peraltro, si esplica in fasi temporali non compattabili in segmenti comprendenti più cicli a priori, quelli costruiti con il metodo PTPT.

Anche in questo caso la datazione BP è coerente con quella più densa tratta dalla letteratura e con quella calcolata col metodo TSOLS: il suo sguardo più sintetico indica un blocco di circa venti anni che include la ricostruzione post-bellica e gli anni Sessanta fino al 1969. Successivamente sembra valere la canonica periodizzazione che individua caratteri specifici nei tre decenni Settanta, Ottanta e Novanta. Il 2002 costituisce l'ultimo punto di probabile break e l'anno iniziale della fase ancora in atto¹⁹.

2.2 *Metodologie alternative di filtro e scomposizione dell'output*

Il filtro HP, Hodrick e Prescott (1997), è l'approccio maggiormente usato in letteratura per l'estrazione della componente di trend (output potenziale) τ_t dalla serie dell'output effettivo, grazie alla semplicità dell'idea che lo sostiene. Il filtro HP media fra due opposte esigenze: da un lato l'output potenziale deve avere un certo grado di accostamento alla serie dell'output effettivo – misurato, alla luce della (1), dallo scostamento $\delta_t - e$, dall'altro, deve essere più smussato di quest'ultimo (cioè deve presentare basse accelerazioni/decelerazioni del suo tasso di crescita $\Delta\tau_t$). Per fare questo, il filtro HP stima la serie dell'output potenziale τ_t come la soluzione di un problema di minimizzazione:

$$\min \sum_{t=1}^T [(y_t - \tau_t)^2 + \lambda(\Delta\tau_{t+1} - \Delta\tau_t)^2] \quad (5)$$

che alla luce della (1) può essere riscritto come:

$$\min \sum_{t=1}^T [\delta_t^2 + \lambda(\Delta^2\tau_{t+1})^2] \quad (6)$$

nell'età giolittiana sono le fasi alterne di un banale ciclo economico» (Fenoaltea 2006, p. 37). D'altra parte, Ciocca (2007), pur con distinguo rilevanti fra l'età depretisiana e quella crispina, propone uno "sguardo d'insieme" dell'intero periodo della Sinistra osservando come «nel 1876-1900 le risultanze di fondo dell'economia registrarono novità complessivamente modeste» (Ciocca 2007, p.120).

¹⁹ Questo anche perchè il biennio 2008-2009 è troppo vicino alla fine del campione per essere valutato come potenziali date di break.

dove λ è il parametro-chiave del filtro HP in quanto determina il peso relativo di ciascuna delle due opposte esigenze menzionate sopra che τ_t deve soddisfare. Nel fare questo, λ determina il peso relativo degli shock di domanda (effetti ciclici in δ_t) e degli shock di offerta (relativi al comportamento di $\Delta\tau_t$) per spiegare l'evoluzione dell'output effettivo: minore il valore di λ , maggiori saranno le fluttuazioni "concesse" all'output potenziale per ottimizzare il *fitting* dell'output effettivo e, quindi, minore sarà la proporzione di volatilità dell'output effettivo spiegato dall'*output gap*²⁰. Per suggerire una corrispondenza con l'approccio dei trend segmentati, l'evidenza presentata nella Sezione 2.1 – favorevole all'idea di un numero elevato di segmenti (picchi/break nel sentiero di trend dell'output potenziale) – richiederebbe un valore di λ piuttosto basso, per ottenere dal filtro HP un risultato in linea con quei trend segmentati.

Nel loro lavoro, Hodrick e Prescott suggeriscono, per le applicazioni pratiche, una scelta di λ legata alla periodicità p dei dati secondo la formula:

$$\lambda = \left(\frac{p}{4}\right)^2 \times 1600 \quad (7)$$

Con λ ottenuti seguendo la (7), il filtro HP rimuove dall'output qualsiasi fluttuazione ciclica (deterministica o stocastica) di lunghezza inferiore a circa 3 anni, mentre lascia nell'output potenziale qualsiasi fluttuazione ciclica superiore a 20 anni; le fluttuazioni che cadono all'interno dell'intervallo 3-20 anni vengono tanto più attribuite a variazioni di output potenziale quanto più la fase temporale è ampia. Usando la (7) con dati a frequenza annuale ($p = 1$) si ottiene $\lambda = 100$ e, in questo caso, il periodo medio delle fluttuazioni cicliche varia dai 5 agli 8 anni (un intervallo che spesso contiene le durate della nostra datazione *ex ante* dei picchi in Tavola 1). In alternativa, Ravn e Uhlig (2002) compiono uno studio su come migliorare la performance di HP e, per fare questo, suggeriscono di modificare l'esponente della (7) dalla seconda alla quarta potenza; con dati annuali, questo implica che $\lambda = 6.25$ anziché 100.

Il largo utilizzo del filtro HP nella letteratura empirica ha stimolato la ricerca ad esaminare l'accuratezza delle scomposizioni del filtro. Alcune critiche al filtro HP sono: (a) al pari dell'approccio dei trend segmentati, anche il filtro HP è poco affidabile nei punti estremi del campione; (b) se applicato a serie molto persistenti (quali quelle dell'output effettivo), il filtro HP può generare dinamiche cicliche anche quando non sono presenti nei dati originali (Cogley e Nason 1995); (c) la scelta del parametro λ come fisso e collegato alla sola periodicità p dei dati è un fattore critico e, al contempo, fortemente arbitrario, dato che la velocità di aggiustamento rispetto a uno shock può variare da paese a paese e, all'interno dello stesso paese, da variabile a variabile (Harvey e Jaeger 1993); (d) il filtro HP tende a smussare eccessivamente il profilo di τ_t in presenza di break improvvisi dell'output potenziale e, così facendo, distorce il profilo temporale del potenziale e introduce fluttuazioni cicliche spurie; (e) il filtro HP ha caratteristiche di ottimalità se applicato a serie generate da processi integrati del secondo ordine, I(2), mentre i risultati in Tavola 2 e il

²⁰ Se $\lambda=0$ per la minimizzazione pesa solo il *fitting* e, quindi, il trend potenziale coinciderà con l'output effettivo (in questo contesto, il ruolo degli shock di domanda sparisce); all'opposto, se $\lambda \rightarrow \infty$ il trend potenziale coinciderà con un trend deterministico lineare in cui, per definizione, la differenza seconda $\Delta^2\tau_t$ è pari a zero (in questo contesto, il ruolo degli shock di offerta sparisce).

consenso della letteratura empirica suggeriscono che il PIL reale sia caratterizzato da un processo I(1).

Questi elementi di debolezza hanno spinto la letteratura ad introdurre altri filtri e tecniche di scomposizione per limitare alcuni dei problemi del filtro HP. Una seconda alternativa considerata in questo studio si basa su due filtri *band-pass*: quello di Baxter e King (1999, BK) e quello di Christiano e Fitzgerald (2003, CF). Il primo filtro è simmetrico (è una media mobile centrata) con lunghezza dei ritardi pari a 3; il secondo è asimmetrico (non implica la perdita dei valori finali, come invece in BK) ed è in grado di dare conto della natura non stazionaria del DGP dell'output effettivo. Entrambi questi filtri sono univariati e vengono utilizzati per isolare le componenti dell'output effettivo che si trovano all'interno di una certa banda di frequenza (nel nostro caso, delimitata fra 2 e 8 anni). Nei termini delle definizioni (1) e (2) del Paragrafo 2, i filtri *band-pass* (BK e CF) stimano direttamente la componente ciclica c_t , mentre il filtro HP e tutte le varianti del modello con trend segmentati prese in rassegna nel paragrafo 2.1 producono stime della componente transitoria δ_t che include anche la componente irregolare ε_t .

Una terza alternativa considerata in questo lavoro è la scomposizione in ciclo e trend di Beveridge e Nelson (1981, BN) per serie storiche non stazionarie; essa ha il pregio di riconoscere la natura stocastica del problema della scomposizione, anche se al costo di risultati molto sensibili alla scelta della specificazione del modello ARIMA di partenza.

I risultati ottenuti applicando la scomposizione BN spesso offrono profili temporali piuttosto diversi da quelli ottenuti con filtri (di applicazione piuttosto meccanica) e trend segmentati (che si basano su ipotesi dell'esistenza o su verifiche della presenza di break nel trend). Questo perché l'approccio BN misura la componente transitoria dell'output cumulando la sequenza di shock rappresentati da un processo a media mobile infinita e, quindi, implica profili temporali meno smussati di quelli altrimenti derivati²¹.

2.3 Verifica della cointegrazione fra diverse misure di trend

Allo scopo di valutare, su ampi archi temporali, in che misura differenze metodologiche fra strumenti alternativi di detrendizzazione impattino sul profilo di lungo periodo del prodotto potenziale, abbiamo confrontato l'andamento temporale delle diverse misure sia mediante semplici ispezioni grafiche, sia usando tecniche di cointegrazione. Il periodo campionario complessivo viene ancora separato in due parti (prima e dopo la WWII) allo scopo di non usare nelle procedure statistiche osservazioni anomale rispetto all'ipotesi di normalità multivariata che sostiene l'analisi di cointegrazione.

I grafici in Figura 2 permettono l'analisi dell'andamento temporale delle diverse serie per l'output potenziale ottenute a partire dai precedenti metodi univariati. La prima riga riporta l'andamento datato a priori in Tavola 1 con (a destra, TSOLS) e senza (a sinistra, PTPT) verifica della significatività statistica. Nella seconda riga, l'andamento prodotto da BP (stima di trend segmentati con date di break endogene al modello) e dalla scomposizione

²¹ Per una discussione e un confronto delle implicazioni dell'uso di filtri HP e BN per la stima di componente permanente e *output gap* si veda Catao e Pagan (2011). In particolare, gli autori sottolineano che, sulla base dell'analisi in Harvey e Jaeger (1993), il filtro HP estrae componenti permanenti I(2), quindi – in presenza di serie I(1) – è preferibile utilizzare il filtro BN.

BN. Sulla terza riga l'esito dell'applicazione del filtro HP con parametro λ pari a 6.25 e 100. Infine, nell'ultima riga, il risultato dei filtri *band-pass* BK e CF.

Nel complesso si può notare che l'output potenziale prodotto dai filtri *band-pass* e dal filtro HP con $\lambda = 6.25$ hanno oscillazioni temporali più pronunciate (specialmente nella prima parte del secolo scorso) di quelle delle altre tecniche²², mentre è appena visibile il percorso a scalini del potenziale ottenuto con tecniche di trend segmentati²³. Di tutti gli andamenti in Figura 2, l'esito della procedura stocastica di scomposizione BN è per sua natura quello in cui l'output potenziale è caratterizzato da maggiore rumorosità di breve periodo.

Naturalmente, l'andamento temporale di tutte le serie del potenziale in Figura 2 segnala una evidente non stazionarietà delle serie storiche in questione. Per questo, è di interesse andare a valutare l'esistenza di trend stocastici comuni fra l'andamento cumulato degli shock di offerta, così come misurati dalle diverse misure di trend potenziale. Il test del rango di cointegrazione (Johansen 1995) permette di misurare il grado di omogeneità temporale fra i dati rappresentati in Figura 2. A priori, dato che tutti i prodotti potenziali sono stati estratti con tecniche che – seppur seguendo percorsi alternativi – partono dallo stesso PIL effettivo, è ragionevole che i corrispondenti trend di lungo periodo siano cointegrati.

L'esito della verifica empirica – ottenuto a partire da modelli VAR stimati nei due periodi prima e dopo la WWII – conferma le attese e non rifiuta al 10% l'ipotesi nulla che, fra le 7 variabili di interesse, il rango di cointegrazione sia pari a 6²⁴. Rango di cointegrazione pari a 6 indica che, fra le 7 variabili di interesse, ci sono 6 combinazioni lineari indipendenti che producono risultati stazionari; quindi, l'andamento temporale delle diverse misure di output potenziale è guidato da un solo trend stocastico comune a tutte. In simboli, nel VAR, scritto in forma VECM:

²² Il fatto che il filtro HP con $\lambda = 6.25$ produca un esito più simile ai filtri *band-pass* di quanto non faccia HP con $\lambda = 100$ è proprio il motivo per il quale Ravn e Uhlig (2002) propongono un λ sensibilmente inferiore a quello proposto in Hodrick e Prescott (1997).

²³ L'andamento in Figura 2 dei dati risultanti dall'applicazione di tecniche di trend segmentati (PTPT, TSOLS e BP) è facilmente distinguibile dagli altri, dato che non presentano interruzioni nel periodo WWII. Giova infatti ricordare che, data la natura di interpolazione/stima lineare fra estremi, queste procedure non risentono della presenza di dati anomali, a patto che si sia evidenziato il periodo all'interno del quale gli eventi anomali si sono realizzati (nel nostro caso, dal 1942 al 1947). Al contrario, tutti gli altri risultati in Figura 2 sono stati ottenuti da operazioni applicate distintamente a due sottoperiodi (prima e dopo la Seconda Guerra Mondiale).

²⁴ Per ridurre il numero di variabili nel VAR, delle 8 serie storiche rappresentate in Figura 2 abbiamo omesso la serie HP con $\lambda = 100$. Data la dimensione del VAR, l'elevato numero di parametri da stimare ci spinge a trattare con molta cautela l'esito dei test di cointegrazione (MacKinnon, Haug e Michelis 1999).

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t^{tsols} \\ \Delta y_t^{bp} \\ \Delta y_t^{bk} \\ \Delta y_t^{cf} \\ \Delta y_t^{hp} \\ \Delta y_t^{bn} \\ \Delta y_t^{ptpt} \end{pmatrix} = \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

dove Y è il vettore dei log-livelli dei 7 output potenziali; Δ indica l'operatore differenze prime; k è l'ordine dei ritardi (pari a 4 e 2 rispettivamente per il periodo pre e post WWII); Γ_j ($j = 1, 2, \dots, k$) e Π sono $k+1$ matrici (7×7) di parametri, rispettivamente di breve e lungo periodo; ε è il vettore dei 7 disturbi stocastici. Se nel sistema (8) la matrice Π ha rango ridotto, allora essa può essere scomposta nel prodotto: $\alpha \beta'$, dove le matrici α e β (entrambe $7 \times r$, con $r =$ rango di cointegrazione, nel nostro caso pari a 6) misurano rispettivamente i parametri di *loading* e i legami di lungo periodo.

L'identificazione degli $r = 6$ legami di lungo periodo può essere effettuata ipotizzando che tutte le 7 misure di output potenziale fuorchè una siano cointegrate due a due con lo stesso output potenziale (la misura esclusa). La scelta di quale sia la misura esclusa – cioè che entra in tutte le relazioni di lungo periodo a due a due – è completamente arbitraria a priori; di seguito si suppone a titolo puramente esemplificativo che sia quella ottenuta col metodo PTPT. I risultati che seguiranno giustificano questa scelta, per ora puramente espositiva.

In questo specifico contesto, la specificazione dei legami di lungo periodo (cioè dei legami fra i livelli delle variabili) viene rappresentata come:

$$\Pi Y_{t-1} = \alpha \beta' Y_{t-1} = \alpha \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\beta_{tsols} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\beta_{bp} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & -\beta_{bk} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & -\beta_{cf} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & -\beta_{hp} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -\beta_{bn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^{tsols} \\ y_{t-1}^{bp} \\ y_{t-1}^{bk} \\ y_{t-1}^{cf} \\ y_{t-1}^{hp} \\ y_{t-1}^{bn} \\ y_{t-1}^{ptpt} \end{pmatrix} \quad (9)$$

dove, in generale, β_i è il parametro di lungo periodo nell' i -esima equazione del VAR (con $i =$ TSOLS, BP, BK, CF, HP, BN). Nel caso in questione, le stime dei parametri β_i non sono significativamente diverse tra loro e quindi in tutte le equazioni si ha che: $\hat{\beta}_i \approx 0.92$ e $\hat{\beta}_i \approx 0.97$, rispettivamente nei periodi prima e dopo la Seconda Guerra Mondiale. Entrambe sono significativamente inferiori all'unità perché il livello del potenziale PTPT misura per definizione il massimo raggiungibile dalla produzione in ogni periodo. Nel VAR stimato dopo la WWII si include anche un trend lineare nel lungo periodo per meglio spiegare la traiettoria evidenziata in Figura 2; in questo caso, i 7 parametri del trend sono circa pari a

0.006, vale a dire un incremento dello 0.6% all'anno (in ogni caso, l'esito delle verifiche empiriche qui descritte è robusto all'esclusione di trend).

Lo schema di identificazione proposto fornisce la stima dei parametri della matrice α (7×6) delle velocità di aggiustamento con elementi α_i^j , i = equazione/variabile del sistema e j = relazione di cointegrazione che muove l'aggiustamento:

$$\alpha(\beta'Y_{t-1}) = \begin{pmatrix} \alpha_{tsols}^{tsols} & \alpha_{tsols}^{bp} & \dots & \alpha_{tsols}^{bn} \\ \alpha_{bp}^{tsols} & \alpha_{bp}^{bp} & \dots & \alpha_{bp}^{bn} \\ \alpha_{bk}^{tsols} & \alpha_{bk}^{bp} & \dots & \alpha_{bk}^{bn} \\ \alpha_{cf}^{tsols} & \alpha_{cf}^{bp} & \dots & \alpha_{cf}^{bn} \\ \alpha_{hp}^{tsols} & \alpha_{hp}^{bp} & \dots & \alpha_{hp}^{bn} \\ \alpha_{bn}^{tsols} & \alpha_{bn}^{bp} & \dots & \alpha_{bn}^{bn} \\ \alpha_{ptpt}^{tsols} & \alpha_{ptpt}^{bp} & \dots & \alpha_{ptpt}^{bn} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^{tsols} - \beta_{tsols} y_{t-1}^{ptpt} \\ y_{t-1}^{bp} - \beta_{bp} y_{t-1}^{ptpt} \\ y_{t-1}^{bk} - \beta_{bk} y_{t-1}^{ptpt} \\ y_{t-1}^{cf} - \beta_{cf} y_{t-1}^{ptpt} \\ y_{t-1}^{hp} - \beta_{hp} y_{t-1}^{ptpt} \\ y_{t-1}^{bn} - \beta_{bn} y_{t-1}^{ptpt} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Se tutti i parametri dell' i -esima riga della matrice α sono pari a zero, allora l'output potenziale che viene spiegato dall' i -esima equazione del sistema è definito esogeno in senso debole (Johansen 1992). In altri termini, esso influenza l'andamento degli altri potenziali, ma non ne risulta influenzato. In questo contesto, una variabile esogena in senso debole può concorrere alla determinazione dei livelli di lungo periodo (cioè entrare a far parte dei legami di cointegrazione), ma gli squilibri fra target e dati effettivi in $t-1$ non retroagiscono sulle variazioni della variabile esogena in senso debole.

Il test di esogenità debole per tutte le variabili del sistema prese una per volta porta a considerare come esogeno in senso debole l'output potenziale ottenuto con PTPT. Il valore di probabilità delle restrizioni di esogenità debole per PTPT è, infatti, pari a 22.4% e 20.9% per i VAR stimati prima/dopo la Seconda Guerra Mondiale .

Negli altri sei casi, invece, il valore di probabilità del test è sempre largamente inferiore all'1%.²⁵ Quest'ultimo fatto – non noto quando abbiamo introdotto la scelta di PTPT – chiarisce solo ora perché nelle parti che precedono non abbiamo proposto un'altra misura: volevamo che il lettore facesse mente locale da subito al caso che adesso si rileva come quello più interessante. Detto altrimenti, dato che tutte le altre misure di potenziale diverse da PTPT non sono esogene in senso debole, volevamo che il lettore facesse mente locale fin da principio al caso di maggiore interesse.

Si noti che il potenziale ottenuto con PTPT è l'unico dei 7 ad usare esplicitamente informazione aggiuntiva rispetto ai soli dati dell'output effettivo, ad usare una datazione dei punti di picco che in parte usa informazione di natura storiografica. Il fatto che esso sia riconducibile all'unico trend stocastico comune fra i 7 diversi prodotti potenziali del sistema porta a concludere che i cambiamenti di pendenza dell'output potenziale *peak-to-peak* sono la misura di shock di offerta che forza i livelli degli altri 6 output potenziali.

In termini intuitivi, si può avanzare l'ipotesi che il contenuto informativo del potenziale calcolato con PTPT sia superiore a quello delle altre sei serie, in quanto gli squilibri rispetto

²⁵ L'output dettagliato è disponibile su richiesta.

ai legami due a due di lungo periodo di tutti gli altri potenziali non vanno a modificare le fluttuazioni di breve periodo di PTPT. Per questo, risulta rafforzata la completezza della nostra datazione a priori in Tavola 1 (invero molto “inclusiva”) nel cogliere shock permanenti che colpiscono i trend potenziali ottenuti anche con altre tecniche.

2.4 *Il trend potenziale da modelli a componenti non osservabili*

A partire dallo studio seminale di Harvey (1985), le tecniche di scomposizione di ciclo e trend con modelli a componenti non osservabili (d'ora in avanti solo UCM) sono applicate in letteratura anche per periodi storici molto ampi; si vedano ad esempio Mills e Crafts (1996) e Ciccarelli e Fenoaltea (2007). Rispetto al metodo di scomposizione di Beveridge-Nelson usato in precedenza, l'approccio UCM ha il vantaggio di modellare congiuntamente tutte le componenti di interesse, trattandole come processi stocastici indipendenti senza la necessità di fare ipotesi su come trasformare i dati per renderli stazionari²⁶.

L'approccio UCM per la modellazione dell'output potenziale riprende l'equazione (1), qui sotto riportata per comodità:

$$y_t = \tau_t + \delta_t \quad \text{con } t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

dove si ipotizza esplicitamente che trend τ_t e ciclo δ_t siano componenti stocastiche indipendenti, vale a dire: $E(\tau_t \delta_s) = 0$ per ogni t e s . Sulla scorta di Harvey e Jaeger (1993), la componente stocastica di trend viene modellata come un processo *local linear trend*:

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (11a)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad (11b)$$

dove il processo stocastico β_t indica la pendenza del trend²⁷ e i termini stocastici η_t e ξ_t sono indipendenti l'uno dall'altro e estratti da distribuzioni normali i.i.d. con varianza pari a σ_η^2 e σ_ξ^2 , rispettivamente. A seconda dei valori assunti dai parametri (incluse le varianze) di UCM, diversi modelli specifici emergono per dare conto di alternative dinamiche di crescita e di diverse forme di break strutturale. In assenza di restrizioni sui parametri del modello, è possibile dimostrare che la rappresentazione (11) del trend corrisponde ad un processo generatore ARIMA integrato del secondo ordine. Se si impone che $\sigma_\eta^2 = \sigma_\xi^2 = 0$, il

²⁶ Morley, Nelson e Zivot (2003) studiano in un contesto metodologico comune le scomposizioni BN e UCM giungendo alla conclusione che la diversità di risultati ottenuti dall'applicazione dei due metodi è da ricollegarsi all'ipotesi di incorrelazione fra gli shock al trend e quelli al ciclo fatta da UCM. D'altra parte, va sottolineato che la maggiore generalità di quest'ultimo metodo talvolta incontra problemi di soluzioni instabili e di convergenza che indicano la difficoltà di distinguere ciclo e trend sulla base di soli dati di output effettivo. In tali situazioni, una via possibile è quella di estendere l'approccio ad un contesto multivariato (allo scopo di incrementare l'insieme informativo) e di trattare il problema di stima con tecniche bayesiane (Bassanetti, Caivano e Locarno 2010).

²⁷ Dal confronto della (11) con la (3) emerge la natura deterministica (e a priori) dei cambiamenti discreti di β_t nella (3) se contrapposti con le continue fluttuazioni della variabile causale β_t ammesse dalla (11).

modello diventa puramente deterministico; se la sola $\sigma_{\xi}^2 = 0$, il trend è un processo di *random walk* (e quindi integrato del primo ordine); se, infine, la sola $\sigma_{\eta}^2 = 0$, il modello è integrato del secondo ordine (con dinamica molto persistente e smussata), con differenze seconde pari a un processo puramente casuale.

La stima delle componenti non osservabili del modello che unisce le equazioni (1) e (11) richiede la specificazione *state-space* con il vettore delle variabili non osservabili (τ e β) spiegato dalle equazioni di stato (11), mentre l'equazione di misura (1) spiega l'output effettivo (unica variabile osservabile). La stima del modello è effettuata mediante la massimizzazione della funzione di verosimiglianza via filtro di Kalman che offre una stima ricorsiva del vettore delle variabili di stato in ogni t , condizionale a tutte le informazioni disponibili.

La stima della componente di trend del modello *local linear trend* definito nella (11) (d'ora in avanti UCMLT) è stata ottenuta inserendo nel modello alcune variabili *dummy* che danno conto di *outlier* altrimenti presenti nei termini di disturbo del modello (6 variabili *dummy* annuali per il periodo 1942-1947). Il tentativo di estendere il modello di *local linear trend* alla presenza di una esplicita componente ciclica²⁸ ha segnalato la non significatività statistica di quest'ultima.

Data una sorta di proprietà transitiva per la cointegrazione fra misure alternative di output potenziale²⁹, alla luce dei risultati nel precedente paragrafo ci si chiede se l'output potenziale PTPT (*forcing* variabile in un VAR che modella le interrelazioni fra 7 misure alternative di output potenziale) sia esogena in senso debole in un VAR cointegrato che include l'output potenziale PTPT e quello UCMLT. I risultati sono evidenti: trovato rango di cointegrazione pari a uno in un VAR(5) bivariato per l'output potenziale PTPT e UCMLT, l'identificazione del vettore di cointegrazione (1, -1) e la restrizione di esogenità debole per la sola PTPT non sono rifiutate con livelli di probabilità pari a 61.7% e 76.2% nei due periodi prima e dopo la Seconda Guerra Mondiale, mentre nello stesso sistema l'ipotesi di esogenità debole per la sola UCMLT è rifiutata dai dati.

3. Il confronto fra diverse misure di ciclo economico

A partire dalla stima $\hat{\tau}_t$ di alternativi output potenziali misurati con alternative tecniche statistiche e comparati nel paragrafo 2, si ricavano – come residuo della definizione (1) – nove stime alternative dell'*output gap* $\hat{\delta}_t$. Alla luce della (2), giova ricordare che in $\hat{\delta}_t$ sono inclusi sia la misura del ciclo economico, sia residuali disturbi stocastici.

In particolare, questo paragrafo compara le nove stime $\hat{\delta}_t$ a nostra disposizione su alcuni sottoperiodi del campione complessivo 1861-2010, definiti sulla base di: periodi di riferimento già analizzati in letteratura, disponibilità di osservazioni statistiche (alcuni

²⁸ Per una incisiva formalizzazione della componente ciclica in un contesto simile al nostro, si veda l'appendice A in Ciccarelli e Fenoaltea (2007).

²⁹ Se le copie di variabili (y, x) e (x, z) sono cointegrate due a due, anche (y, z) saranno cointegrate (Wickens 1996).

metodi impiegati nel precedente paragrafo implicano la perdita di alcune osservazioni all'inizio e/o alla fine del campione), scelta a priori di escludere le osservazioni relative alla WWII. Come risultato, le specifiche fasi storiche oggetto di studio sono le seguenti: 1864-1913, 1914-1938 e 1951-2007. Come è stato compreso almeno a partire dai lavori di Christina Romer (1986a; 1986b; 1989; 1994), quella che stiamo per presentare è un'analisi molto importante al fine di impostare una valutazione dell'omogeneità intertemporale delle serie esaminate. La ricostruzione dei mutamenti di lungo periodo di un sistema economico deve, per forza di cose, poggiare su serie coerenti fra i diversi periodi presi in considerazione. In mancanza di dati omogenei, vi è il rischio concreto di scambiare le differenze metodologiche alla base della ricostruzione delle serie con mutamenti nel tempo del comportamento economico (Calomiris e Hanes 1994, p. 6). Si tratta di una questione di cui si deve tener conto prima di intraprendere qualsiasi analisi che si prefigga obiettivi interpretativi storico-macroeconomici.

3.1 *Analisi preliminare univariata*

Le due principali caratteristiche univariate del ciclo economico sono misurabili con il grado di volatilità e con il livello di persistenza dei movimenti che lo contraddistinguono: l'output effettivo è soggetto nel breve periodo a deviazioni (gap) dall'output potenziale che, per loro natura, tendono a essere temporanee – stazionarie – ma che possono variare in ampiezza e persistere per più di un periodo, in misura diversa a seconda dell'output potenziale di riferimento. Le diverse righe in Tavola 3 sintetizzano queste informazioni per sottoperiodi alternativi e per ciascuna misura di ciclo ottenuta nel paragrafo 2. In particolare, lungo le colonne, si riportano: la statistica test di radici unitarie dei gap di Elliott, Rothemberg e Stock (1996, DF-GLS), il coefficiente di autocorrelazione del primo ordine (AC1) e la deviazione standard (SD).

Con riferimento alla persistenza degli *output gap*, la statistica DF-GLS porta sempre al rifiuto dell'ipotesi nulla che le serie siano generate da processi integrati. Anche se tutti stazionari, i diversi gap differiscono però in persistenza: PTPT, BN e HP100 sono significativamente autocorrelati di ordine 1 (AC1) in quasi tutti i sottoperiodi, mentre gli altri gap denotano una persistenza molto modesta e non significativamente diversa da zero.

Relativamente alla volatilità del ciclo, emergono due fatti stilizzati. Il primo è che all'interno dello stesso sottoperiodo, la volatilità differisce anche marcatamente da un metodo all'altro di stima del gap. Nei primi due sottoperiodi (nel complesso, dal 1864 al 1938), la variabilità del gap di PTPT in genere supera quella degli altri gap in una misura compresa fra il 20 e il 50%; mentre nell'ultimo sottoperiodo (1951-2007) la situazione è più articolata con i gap di TSOLS, BN, HP625, BK e CF che presentano la variabilità minore e il gruppo PTPT, BP, UCMLT e HP100 che si colloca a un livello di volatilità quasi doppio dei precedenti gap.

Il secondo fatto stilizzato è che la variabilità del ciclo differisce sistematicamente nei tre sottoperiodi analizzati, indipendentemente dalla misura di gap presa in considerazione. Nel periodo 1914-1938 la variabilità di ogni misura di gap è, infatti, circa il doppio di quella nel 1864-1913 (con punte di quasi il triplo per i gap PTPT e TSOLS), e circa tre volte la variabilità nel 1951-2007 (più di quattro volte per il gap PTPT). Quest'ultimo fatto ci porta ad approfondire il tema della volatilità nel tempo del ciclo mediante la stima – per tipo di gap e nei sottoperiodi 1864-1938 e 1951-2007 – di modelli ARMA per misurare la

persistenza degli shock ciclici nel contesto di modelli GARCH, vale a dire con varianza condizionale dell'errore autoregressiva (Bollerslev, Engle e Nelson 1994). In altri termini, si vuole dar conto della possibilità che – oltre ai momenti primi – anche i momenti secondi del ciclo (talvolta definiti come incertezza) possano presentare un grado diverso di persistenza nel tempo agli shock passati, concentrandosi in *cluster* storici di incertezza.

Si supponga per semplicità espositiva che la persistenza del ciclo economico c_t nella equazione (2) sia approssimabile da un processo AR(1): $(1 - \gamma L)c_t = v_t$; dove v_t è un disturbo stocastico al ciclo; il parametro γ rispetta le condizioni di stazionarietà e misura la persistenza del ciclo economico. Se sostituiamo quel modello AR(1) nell'equazione (2) si ottiene il modello (12) in cui gli shock stocastici, definiti come $u_t = v_t + (1 - \gamma L)\varepsilon_t$, dipendono dai termini di disturbo v_t e ε_t sono a loro volta persistenti, a meno che $\gamma = 0$ (nel qual caso il ciclo sarebbe un processo puramente casuale):

$$(1 - \gamma L)\delta_t = u_t \quad (12)$$

L'estensione del modello (12) alla presenza di una dinamica GARCH negli errori, ci spinge a ipotizzare che la varianza condizionale di u_t – che definiamo con σ_t^2 – segua un modello dinamico GARCH(1,1) anzichè essere costante:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (13)$$

Per ciascuna alternativa di *output gap* δ_t identifichiamo e stimiamo uno specifico modello ARMA (che generalizza il semplice AR(1) nella 12) in cui la varianza condizionale dell'errore segue un processo GARCH, che generalizza la dinamica del primo ordine nella (13). Possiamo quindi stimare le corrispondenti deviazioni standard condizionali $\hat{\sigma}_t$ che, con riferimento alla stima nel periodo 1864-1938 (in alto) e nel periodo 1951-2007 (in basso), sono riportate nella Figura 3³⁰.

Il grafico della volatilità degli shock ciclici specializza l'analisi con dati medi di sottoperiodo in Tavola 3: non solo conferma il marcato incremento di incertezza a partire dalla fine della Prima Guerra Mondiale (quando, come notato, si assiste ad un quasi raddoppio della variabilità del ciclo), ma evidenzia anche una prima fase di elevata incertezza nel periodo iniziale 1864-1875, seguito da una bassa volatilità degli shock nella fase 1890-1910. Al contrario, il periodo successivo alla WWII non segnala fluttuazioni nel tempo della volatilità (a meno di qualche debole segnale di incremento verso la metà degli anni Settanta), che si dispone a un livello medio molto basso rispetto a quelli nel grafico relativo al periodo che precede la WWII.

Nel complesso, i dati analizzati portano a segnalare una bassa persistenza delle fluttuazioni cicliche, cui si associa una variabilità che muta nel tempo in misura molto pronunciata. In relazione a quest'ultimo fenomeno, i nostri risultati concordano con un punto già segnalato da Ciccarelli e Fenoaltea (2007, p. 436) che, con tecniche diverse, rilevano come, in media, la volatilità della componente ciclica del PIL sia molto inferiore nel periodo 1891-1913 rispetto a quella dei trent'anni precedenti. D'altra parte, essi mostrano che la

³⁰ Dettagli su stime e test diagnostici dei modelli ARMA con errori GARCH per ciascuna misura di *output gap* sono disponibili a richiesta.

volatilità del ciclo nel periodo interbellico supera in misura rilevante quella media dei primi cinquant'anni unitari. La nostra analisi GARCH consente di cogliere quei mutamenti descrivendone con più precisione e dettaglio la scansione temporale.

La maggiore estensione della nostra serie storica del PIL, che copre tutti i 150 anni di storia nazionale, rende inoltre possibile volgere la nostra attenzione anche a fasi successive della storia economica d'Italia. Come si vede dalla Figura 3, se si prescinde dal decennio all'inizio del campione, i mutamenti della volatilità del ciclo presentano due snodi principali: il 1911 e il periodo successivo al 1951, che si estende fino ai nostri giorni.

Non sarà irrilevante ricordare che, in corrispondenza di quei due anni, si verificano importanti mutamenti nella metodologia e nelle fonti con cui i dati del PIL a prezzi costanti, oggetto della nostra analisi, sono stati analizzati (Baffigi 2011). L'ipotesi che i due repentini mutamenti del grado di incertezza siano attribuibili a fattori collegati alla qualità delle fonti sottostanti e alle metodologie con cui sono costruiti i dati appare indiscutibilmente meritevole di essere considerata, almeno in prima istanza.

In effetti, Ciccarelli e Fenoaltea (2007) collegano l'aumento di volatilità dopo la Prima Guerra Mondiale che emerge dai loro risultati alle diverse metodologie di ricostruzione dei dati che contraddistinguono le diverse fasi storiche; ne rintracciano l'origine in due circostanze concomitanti: 1) da una parte, essi notano che «The inter-war series is a very partial revision of the original Istat-Vitali estimates (Bardini, Carreras e Lains 1995), obtained with the traditional methodology of the pioneers: a small number of series is taken to represent a much larger whole, in effect overstating cyclical variations by assuming perfect positive correlations even where these were more plausibly limited or even negative (Fenoaltea 2003)» (Ciccarelli e Fenoaltea 2007, pp. 436-437); 2) dall'altra, come abbiamo già visto (cfr. la nota 7), i due autori constatano che le serie storiche relative al cinquantennio post-unitario sono state ricostruite con l'intento principale di rimuovere alcuni errori nell'andamento di medio-lungo termine delle serie Istat-Vitali; non sorprende quindi che esse mostrino una bassa volatilità ciclica.

Concludere che i mutamenti nel grado di stabilità della serie del PIL nel 1911 e nel 1951 siano semplicemente attribuibili a “figment of the data” (Romer, 1986b), più che a genuini mutamenti strutturali, tuttavia, potrebbe rivelarsi una conclusione almeno parzialmente affrettata. Va ricordato, infatti, che la serie storica del PIL da noi utilizzata per il periodo 1861-1911 poggia su ricostruzioni quasi coincidenti con quelle della serie utilizzata da Ciccarelli e Fenoaltea (2007); invece, il PIL del periodo 1911-1951 è il frutto di nuove ricerche che hanno sostituito le vecchie serie del valore aggiunto dell'industria (Giugliano 2011) e dei servizi (Battilani, Felice e Zamagni 2011; De Bonis *et al.* 2012) con nuove statistiche che, in linea di principio, dovrebbero aver evitato le eventuali distorsioni contenute nelle vecchie ricostruzioni. In particolare, per quanto riguarda il settore industriale, le serie storiche ora disponibili per il periodo 1911-1951, come mostrano Felice e Carreras (2012) in un'appendice proprio dedicata alla coerenza intertemporale delle serie storiche da loro proposte con quelle di Fenoaltea, non sono costruite col metodo dei pionieri. Le nuove serie storiche si basano sulla stima del valore aggiunto per circa 90 sottosettori dell'industria «which, although lower than Fenoaltea's current index (“almost 200 products specific series”), is higher than the early Gerschenkron's and Fenoaltea's efforts (“a few dozens series”), and on the whole comparable to what is available for other countries» (Carreras e

Felice 2012, p. 31). La prima delle due cause di volatilità sottolineate da Ciccarelli e Fenoaltea (2007) dovrebbe essere quanto meno attenuata.

L'argomento merita sicuramente maggiori approfondimenti e un dibattito cui i nuovi dati qui analizzati possono dare impulso, anche considerata la disponibilità di serie del valore aggiunto settoriale che, seppur non analizzate in questo lavoro, meritano futura considerazione.

In questa sede ci limitiamo a concludere che si registra una sostanziale omogeneità in un periodo lungo come il sessantennio successivo al 1951, nonostante il 1970 costituisca un anno di cesura metodologica, formalmente analogo al 1911 e al 1951. D'altronde, il 1970 separa due periodi già appartenenti all'era moderna della contabilità nazionale, all'interno della quale mutamenti di standard e definizioni è meno probabile che possano generare effetti spuri sull'andamento delle serie.

La sostanziale stabilità e omogeneità delle caratteristiche del ciclo in Italia nei decenni successivi alla Seconda Guerra Mondiale era stata già notata da Schlitzler (1995), sulla base dei dati ricostruiti da Golinelli e Monterastelli (1990). Ora, con una serie storica che giunge fino alla fase attuale, è interessante notare che in Italia non appare nessuna evidenza di quella *Great Moderation* del ciclo che, a partire da metà anni Ottanta, è stata più volte evidenziata e discussa in letteratura con riferimento all'economia statunitense (McConnell e Perez-Quiros 2000; Stock e Watson 2002).

Naturalmente, l'eterogeneità intertemporale della serie del ciclo estratta dal PIL, qualunque sia la sua origine economico strutturale o metodologica, non inficia la possibilità di condurre un'analisi descrittiva sul suo andamento e di datarne le fluttuazioni, così come una sequenza di registrazioni audio di qualità variabile non impedirebbe di farsi un'idea su una performance musicale, al netto del più o meno intenso fruscio o rumore di fondo. L'analisi della componente ciclica viene approfondita nella sezione seguente, anche allo scopo di proporre una datazione dei punti di svolta.

3.2 *Analisi multivariata della componente ciclica*

Allo scopo di fornire una datazione delle fasi cicliche dell'economia italiana basata sul grado di coincidenza dei nove indicatori δ_t^i (con $i = \text{PTPT, TSOLS, BP, BN, UCMLT, HP100, HP625, BK e CF}$), si effettua una analisi non parametrica articolata nei seguenti passi.

Le diverse serie storiche δ_t^i vengono prima standardizzate (cioè misurate come scostamenti rispetto alla media campionaria in rapporto alla loro deviazione standard) allo scopo di ottenere serie, ${}_s\delta_t^i$, aventi media nulla e varianza unitaria; la standardizzazione è effettuata in ciascuno dei tre periodi, per $s = 1864-1913, 1914-1938, 1951-2007$.

A partire dalle ${}_s\delta_t^i$, definiamo anni di cavo quelli in cui allo stesso tempo ${}_s\delta_t^i < 0.5$ (cioè il gap è inferiore a metà deviazione standard) e $\Delta_s \delta_t^i < 0$ (cioè il gap decresce rispetto all'anno prima); simmetricamente, gli anni di picco sono quelli in cui ${}_s\delta_t^i > 0.5$ e $\Delta_s \delta_t^i > 0$. Una fase recessiva è definita come una successione di anni in cui si parte da un anno di picco e si arriva ad un punto di cavo. Al fine di ottenere una sintesi dei risultati ottenuti per ciascuna delle nove ${}_s\delta_t^i$, definiamo gli anni di picco e di cavo come quelli segnalati tali da

almeno uno degli i . La Tavola 4 riporta il dettaglio della classificazione delle fasi del ciclo secondo le frequenze dei casi di picco e cavo che (per ogni anno) vanno da zero a nove. In tabella, i punti di picco (cavo) sono denominati con 1, 2 o 3 lettere; ad esempio un picco può essere classificato come “ppp”, “pp” o solo “p” a seconda che la frequenza dei casi in cui è segnalato sia, rispettivamente, 7-9, 4-6, o 1-3.

A partire da questa datazione, i riquadri che incorniciano alcune fasi temporali identificano i periodi di recessione riprodotti in aree ombreggiate nei grafici delle Figure 4 e 5. Essi sono definiti come intervalli temporali che partono da un anno identificato come picco e finiscono con il successivo anno di cavo.

Nonostante le differenze di definizione dei picchi/cavi e di derivazione delle serie di gap, la datazione in Tavola 4 per il periodo 1864-1911 è simile a quella in Cicarelli e Fenoaltea (2007). Ciò è verosimilmente attribuibile alla quasi identità con la nostra della serie storica di PIL da loro utilizzata. Le date stabilite da Delli Gatti, Gallegati e Gallegati (2005), invece, sono alquanto dissimili, se consideriamo i primi novant’anni del campione, fino al 1951. Con tutta probabilità ciò è in gran parte dovuto alla diversità dei dati utilizzati che, in Delli Gatti, Gallegati e Gallegati (2005), non incorporano la revisione apportata da Fenoaltea soprattutto negli anni Ottanta dell’Ottocento (Fenoaltea 2006 e lavori ivi citati) e quella proposta da Giugliano (2011) per gli anni della Grande Depressione. Tali revisioni entrano invece esplicitamente nelle nostre serie storiche. Al contrario, le serie analizzate da Delli Gatti, Gallegati e Gallegati (2005) sono quelle di Ercolani (1975) fino al 1890; successivamente, e fino al 1990, seguono i dati di Rossi, Sorgato e Toniolo (1993); queste ultime, a loro volta, non si discostano di molto da Ercolani (1975), fino al 1951, anno dal quale i tre autori elaborano con poche correzioni i dati di Golinelli e Monterastelli (1990), a loro volta basati sui dati dell’annuario di contabilità nazionale Istat (Istat 1973), fonte sottostante anche ai dati da noi utilizzati.

La Figura 4 riporta l’andamento storico delle nove misure di *output gap* distinte per sottoperiodi e in cui, come detto, le fasi di recessione sono evidenziate da aree grigie; la scala comune ai tre grafici permette anche di apprezzare la diversa variabilità del ciclo nei tre sottoperiodi di interesse.

Le misure alternative di ciclo economico possono essere sintetizzate mediante la relazione derivata da una rappresentazione a fattori del vettore X_t di dimensione n (dove n è il numero di misure dell’*output gap* a nostra disposizione) per la t -esima osservazione. Questa tecnica di sintesi di ampi insiemi informativi, in uso da molto tempo ma resa più di recente popolare dal lavoro di Stock e Watson (1999; 2006) e dall’indicatore ciclico in Altissimo *et al.* (2007), definisce la seguente relazione:

$$X_t = \Lambda f_t + u_t \quad (14)$$

dove f_t è il vettore degli r fattori ($r < n$, nel nostro caso, ipotizzeremo $r = 1$): una variabile non osservabile che influenza le fluttuazioni di tutte le variabili osservabili contenute in matrice X_t ; Λ (di dimensione $n \times r$) è la matrice dei *loadings*, parametri che convertono i fattori nelle misure osservabili; gli u_t sono shock idiosincratici, specifici delle singole misure. L’idea di base della (14) è che pochi (nel nostro caso, uno solo) fattori comuni possano causare i comovimenti fra le misure disponibili dell’*output gap*. Il vantaggio

di questo modo di operare non è solo la sintesi, ma anche l'estrazione del segnale f_t e del conseguente isolamento del rumore u_t , allo scopo di meglio leggere le informazioni di interesse.

Applicando il metodo delle componenti principali, i fattori possono essere stimati dalla $\hat{f}_t = \hat{\Lambda}' X_t$, dove $\hat{\Lambda}$ contiene i primi r autovettori della matrice di dimensione $n \times n$ $\hat{\Sigma}_{XX} = T^{-1} \sum_{t=1}^T X_t X_t'$. Intuitivamente, più forte è la covarianza fra le n variabili di interesse, maggiore sarà la quota di variabilità complessiva che è possibile spiegare con pochi fattori, al limite uno solo.

La Tavola 5 presenta i dati salienti dell'approccio della stima delle componenti principali; è articolata in tre sottoperiodi e nell'unione dei tre per valutare la costanza nel tempo dei risultati. Ne emerge che, con la sola prima componente principale, la (14) riesce a spiegare circa il 70% della variabilità complessiva delle misure contenute in X_t .

Una così alta quota di variabilità complessiva spiegata da una sola componente corrobora l'impressione ricavata analizzando la Figura 4: essendo la correlazione fra le 9 misure di *output gap* piuttosto elevata, la loro informazione saliente può essere sintetizzata da una sola serie storica, f_t . Si noti anche che, alla luce di risultati così evidenti, il numero di componenti da stimare secondo i metodi usualmente seguiti in letteratura (ad esempio, la visione dello *scree plot*, cioè del diagramma degli autovalori ordinati) sarebbe proprio pari a uno, come imposto dalla nostra scelta a priori di sintetizzare l'informazione in una sola serie storica. Infatti, il vantaggio marginale in termini di quota spiegata di variabilità complessiva aggiungendo un'altra componente è piuttosto costante dal secondo autovalore in poi e non porterebbe a significativi incrementi di capacità esplicativa della sintesi fattoriale.

La parte bassa della tavola riporta i primi autovettori corrispondenti a diversi periodi temporali. Ne emerge che i pesi delle 9 misure di *output gap* usati per la stima della prima componente principale sono tra loro molto simili e tendono ad essere costanti nel tempo. Nonostante ciò, per verificare la robustezza dei risultati, abbiamo stimato la prima componente principale, ${}_1\hat{f}_t^j$, sia mediante l'unione delle stime per ciascuno dei tre sottoperiodi usando tre set di autovettori specifici di periodo ($j = 1$ definisce la serie storica che mette assieme le tre componenti ottenute per i tre singoli sottoperiodi), sia mediante una unica stima sul periodo complessivo usando un unico set, costante nel tempo, di autovettori ($j = 2$).

La Figura 5 riporta il grafico dei due ${}_1\hat{f}_t^j$ va a dire della prima componente principale stimata con loading alternativi ($j = 1, 2$). I primi tre quadranti presentano l'andamento temporale dei tre tronconi di ${}_1\hat{f}_t^1$ stimati periodo per periodo ($j = 1$), mentre l'ultimo quadrante – in basso a destra – riporta le stime di ${}_1\hat{f}_t^1$ (in cui i tronconi sono messi assieme) unitamente a quelle di ${}_1\hat{f}_t^2$ per valutarne la significatività delle differenze.

La visione dei tre grafici, assieme alla precedente datazione di Tavola 4, conferma la definizione dei punti di picco e cavo ottenuta a partire dalla stessa informazione (le diverse misure di *output gap*) che sta alla base della Figura 4. Unica differenza è che in Figura 4 la

datazione è ottenuta a partire da un insieme informativo più vasto (*output gap* alternativi) ma anche più rumoroso di quello rappresentato dalle componenti principali.

Dal confronto fra i due diversi tipi di componenti estratte ${}_1\hat{f}_t^1$ e ${}_1\hat{f}_t^2$ (ultimo grafico in basso a destra di Figura 5), si segnala un andamento ciclico coincidente, soprattutto con riferimento alla linea dello zero, mentre l'ampiezza relativa delle fluttuazioni cicliche (variabilità) è un elemento di evidente differenziazione fra le due serie storiche. L'estrazione di componenti in sottoperiodi (${}_1\hat{f}_t^1$) o nel periodo complessivo (${}_1\hat{f}_t^2$) implica infatti *output gap* standardizzati rispetto a diverse stime di deviazioni standard medie di periodo. Tale diversità fra variabilità medie ha effetto sui dati soprattutto quando – come valutato nel precedente paragrafo – le deviazioni standard sono molto dissimili in periodi temporali diversi. Evidentemente, la varianza condizionale di ${}_1\hat{f}_t^1$, essendo stato questo soggetto a standardizzazioni con diverse variabilità medie nei tre sottoperiodi, non presenta più quei marcati tratti di eteroschedasticità condizionale autoregressiva (GARCH) che invece continuano ad essere presenti in ${}_1\hat{f}_t^2$.

Pertanto, l'uso di ${}_1\hat{f}_t^1$ o di ${}_1\hat{f}_t^2$ può essere motivato a priori, a seconda dell'importanza che l'informazione su variabilità e ampiezza nel tempo delle fluttuazioni cicliche riveste in diverse analisi condotte con indicatori ciclici. Oppure, entrambi gli indicatori ciclici possono essere utilizzati allo scopo di valutare la robustezza dei risultati dell'analisi rispetto al tema della volatilità non costante nel tempo (questo modo di operare è anche giustificato dall'esito incerto della precedente disamina sulle ragioni a monte della mutevole variabilità temporale del ciclo).

4. **Analisi del *trade-off* fra inflazione e ciclo economico**

Il legame fra tasso di inflazione e ciclo economico è un argomento che si trova al centro del dibattito in macroeconomia per le molte implicazioni che esso ha; fra queste, la previsione dei prezzi e lo stile di condotta delle politiche economiche. Per questo, a partire dallo studio seminale di Phillips del 1958, l'esistenza di un *trade-off* fra stato ciclico dell'economia e movimenti dei prezzi è stato a lungo dibattuto. Per una esaustiva rassegna sulle diramazioni della ricerca a partire dallo stimolo iniziale di Phillips, si rimanda al recente Gordon (2011).

L'obiettivo di questa parte del lavoro è quello di incrociare le informazioni statistiche sulla crescita secolare dell'Italia post unitaria, svolta nelle parti precedenti che ci ha condotto a delineare una serie di fasi cicliche, con i corrispondenti dati sui prezzi. In questo, lo schema di Phillips è particolarmente adatto per cercare di dare risposta per la prima volta a questioni del tipo: in che modo l'*output gap* si riverbera sul tasso di inflazione in epoche molto diverse? La reattività dell'inflazione al ciclo (ammesso che ci sia) è sempre più o meno la stessa o, come per il caso statunitense³¹, ha una tendenza secolare alla decrescita?

³¹ Cfr. Sachs (1980) e la letteratura là citata.

4.1 La curva di Phillips ibrida

Il riferimento teorico di base di questo lavoro è una formulazione generale ispirata dal modello del triangolo in Gordon (1981), rivisto e riproposto in Gordon (1988), in cui l'inflazione π_t viene spiegata da tre determinanti di base: dinamica delle sue aspettative $E_t\pi_{t+1}$, shock di domanda (*excess demand*) x_t , e shock di offerta (*cost push*) e_t , in simboli:

$$\pi_t = \alpha E_t\pi_{t+1} + \beta x_t + e_t \quad (15)$$

Rispetto alla formulazione originaria di Phillips, nella (15) spiccano immediatamente due elementi di differenziazione: (a) la variabile dipendente non è la crescita del salario ma l'inflazione³²; (b) il ruolo della variabile x_t di *excess demand* – che nella curva di Phillips è giocato dal tasso di disoccupazione oppure, in successivi contributi, dallo scarto di questa rispetto il suo livello di lungo periodo – è sostituito dall'*output gap*³³.

L'equazione (15) è in grado di rappresentare due schemi teorici concorrenti alla spiegazione dell'inflazione – quello tradizionale keynesiano e quello della curva di Phillips neo-keynesiana (NKPC)³⁴ – a seconda della scelta di modellazione delle aspettative $E_t\pi_{t+1}$ e degli shock di offerta e_t .

Nel modello di Gordon, in linea con l'approccio keynesiano tradizionale, le aspettative sono esclusivamente *backward-looking* e, quindi, nella (15) portano a inerzia temporale dell'inflazione. Al contrario, nella NKPC si ipotizzano aspettative *forward-looking*, quindi l'inflazione effettiva non è caratterizzata da inerzia, ma le aspettative reagiscono a cambiamenti attesi delle politiche.

Gli shock di offerta e_t sono definiti come: $e_t = \gamma z_t + \varepsilon_t$, cioè, in parte, misurati da disturbi stocastici puramente casuali e incorrelati ε_t e, in parte, da altre variabili z_t (ad esempio, il cambiamento di prezzo relativo delle importazioni dovuto a shock petroliferi, misure a tantum di controllo dei prezzi, ecc.). Mentre l'approccio keynesiano considera esplicitamente la presenza nel modello di effetti di offerta distintamente dagli ε_t , la NKPC pone $\gamma = 0$ e, quindi, ipotizza che tutti gli effetti di offerta sull'inflazione siano colti dal solo ε_t . Questa restrizione della NKPC espone a rischi di distorsione delle stime del parametro dell'*output gap* nella misura in cui le variabili z_t escluse dal modello sono significative spiegazioni dell'inflazione e, al contempo, sono correlate con l'*output gap*.

³² In una prospettiva di lungo periodo, Sachs (1980) si concentra invece principalmente (anche se non esclusivamente) su relazioni che spiegano il tasso di crescita dei salari procapite così come previsto dall'originaria curva di Phillips. La pratica di sostituire la crescita del salario con il tasso di inflazione come variabile dipendente della curva di Phillips è principalmente dovuto all'interesse per l'inflazione piuttosto che una sola componente di questa ed è giustificata dall'idea in Sims (1987) che la dinamica dei prezzi e dei salari non abbiano interpretazioni strutturali distinte.

³³ Anche se nell'ipotesi dell'esistenza di una valida legge di Okun l'uso dell'uno o dell'altro indicatore non dovrebbe pesare troppo in termini di segno e significatività dei parametri della (15), può accadere che in certe fasi storiche un *output gap* negativo non si associ a un tasso di disoccupazione al di sopra del suo livello di lungo periodo (naturale o NAIRU, a seconda del modello di riferimento). Naturalmente, in questi casi la scelta dell'una o dell'altra esplicativa non può essere irrilevante (Rudd e Whelan 2007).

³⁴ Per una rassegna del modello neo-keynesiano dell'inflazione si veda Ascari (2009).

Le principali caratteristiche della nostra applicazione empirica del modello (15) sono riconducibili a una forma “ibrida” della curva di Phillips in cui si annidano sia elementi keynesiani, sia alcuni tratti distintivi della NKPC.

In particolare, caratteristiche distintive della nostra specificazione sono: (i) un approccio uniequazionale interpretabile come una relazione di forma ridotta in cui i problemi di endogenità delle esplicative sono affrontati stimando i parametri col metodo GMM (a meno delle stime dei modelli con aspettative *backward-looking* che sono stati stimati OLS); (ii) le aspettative sono misurate sia da ritardi dell'inflazione passata, sia dall'inflazione futura (cfr. ad esempio Fuhrer e Moore 1995, e Gali e Gertler 1999)³⁵; (iii) alcuni shock di offerta sono misurati esplicitamente (in z_t): in particolare, gli shock di prezzo all'importazione e gli shock di produttività del lavoro. Per una rassegna dei temi econometrici alla base della curve di Phillips neo-keynesiane o di quelle ibride, si veda Henry e Pagan (2004).

4.2 *Analisi univariata delle misure di inflazione*

La valutazione delle proprietà di stazionarietà del tasso di inflazione riveste un'importanza cruciale non solo per meglio interpretare i risultati della stima della curva di Phillips, ma anche per fondare statisticamente l'inferenza effettuata con un metodo di stima (GMM, Hansen 1982) il quale assume che le variabili in gioco siano generate da processi stocastici stazionari³⁶. In Tavola 6 si riportano i risultati dell'analisi di stazionarietà delle tre misure di inflazione usate in questo lavoro, date dalle differenze prime logaritmiche dei deflatori del PIL, dei consumi privati e delle importazioni di beni e servizi, rispettivamente.

L'analisi non si riferisce solo al test DF-GLS di radici unitarie (effettuato seguendo le stesse modalità descritte nelle note di Tavola 2), ma affronta più in generale il tema della modellazione univariata dell'inflazione, allo scopo di fornire un quadro più ampio riguardante la sua persistenza e l'ampiezza e la distribuzione temporale dei suoi shock. Allo scopo di verificare la stabilità dei risultati nel tempo, l'analisi viene effettuata sia sugli stessi tre sottoperiodi analizzati in precedenza (1864-1913, 1914-1938 e 1951-2007), sia sul periodo complessivo.

Come già evidenziato dalla letteratura per gli Stati Uniti (Gordon 1981, Tab. 3), anche nel nostro caso prevale la tendenza dell'inflazione ad incrementare nel tempo la sua persistenza: nell'ultima colonna di Tavola 6 la somma ar_1+ar_2 dei due parametri di un modello AR(2) è molto prossima al limite superiore della non-stazionarietà. Questo risultato è corroborato dai test DF-GLS che non rifiutano l'ipotesi nulla di radici unitarie nel campione (1951-2007)³⁷. Questo effetto verrebbe denominato dai fautori del modello keynesiano del triangolo come “inerzia” crescente nel tempo dell'inflazione: un modello AR(2) basta a spiegare in modo compiuto (si notino i test di autocorrelazione dei residui) la dinamica dell'inflazione in tutti i sottoperiodi ma, nell'ultima fase storica, l'inerzia è così

³⁵ L'approccio GMM spesso utilizzato per stimare relazioni NKPC ibride soffre di problemi di identificazione nel momento in cui si effettuano test per discriminare se le aspettative sono in prevalenza *backward-* o *forward-looking* (Rudd e Whelan 2005).

³⁶ Al riguardo, si notino i risultati delle simulazioni di Monte Carlo svolte in Russel e Banerjee (2008).

³⁷ Per questo, l'approccio di stima GMM meriterà particolare attenzione quando applicato al periodo 1951-2007, anche (e non solo) a causa del rischio di strumenti deboli.

elevata che, da sola, spiega più dell'80% della variabilità dell'inflazione (negli altri sottoperiodi raggiunge solo occasionalmente il 50%).

A una persistenza crescente nel tempo, si contrappone una varianza degli shock che, se misurata lungo l'intero campione, segnala la presenza di eteroschedasticità condizionale dei residui dell'AR, mentre (e al contrario della volatilità del ciclo) non presenta tale problema all'interno dei sottocampioni (a meno della segnalazione nel campione post WWII; per il caso del Regno Unito, cfr. anche i risultati in Engle 1982). In ogni caso, la variabilità degli shock (sia di domanda, sia di offerta) all'inflazione ha ordini di grandezza diversi per periodi: è massima (al pari di quella dell'output) nel periodo 1914-1938, ed è molto bassa nell'ultima parte del campione, con l'eccezione dell'inflazione importata che anche nel 1951-2007 ha un livello che è quasi quattro volte quello dell'inflazione di PIL e consumi. Nel complesso, la dinamica dell'inflazione importata (molto più volatile e molto meno inerziale delle altre due misure) corrobora la scelta di includere questa variabile nel vettore z_t della (15), come misura degli shock di offerta.

Dati i risultati di Tavola 6, seguendo gran parte della letteratura empirica, nel presente lavoro misureremo l'inflazione con la differenza prima dei log-livelli del deflatore del PIL.

4.3 I risultati di stima

La curva ibrida di Phillips stimata è la seguente:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_f \pi_{t+1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \beta x_t + \gamma_m z_{t-1}^m + \gamma_\eta z_{t-1}^\eta + \varepsilon_t \quad (16)$$

dove π_t è la differenza prima del logaritmo del deflatore del PIL; x_t è l'*output gap* misurato dalla prima componente principale ottenuta mediante un'unica stima sul periodo complessivo (denominata \hat{f}_t^2 nel paragrafo 3.2),³⁸ le misure di shock di offerta sono due, la differenza prima logaritmica del deflatore delle importazioni di beni e servizi (z_{t-1}^m) e quella della produttività media del lavoro (z_{t-1}^η)³⁹. I segni attesi a priori per i parametri del modello (16) sono: positivo per α_f , α_b , β , γ_m , negativo per γ_η .

I risultati di stima dei parametri del modello (16) sono riportati in grassetto in Tavola 7 (sotto, più in piccolo, i corrispondenti errori standard delle stime); gli asterischi a fianco delle stime segnalano i consueti livelli di significatività (1, 5, e 10% al decrescere del numero di asterischi) rispetto a zero dei parametri della popolazione elencati nella prima colonna di Tavola 7. Gli strumenti utilizzati per la stima GMM sono i ritardi da $t-1$ a $t-3$ per inflazione del PIL, del consumo, delle importazioni e crescita della produttività; da $t-1$ a $t-2$ per l'*output gap*.

³⁸ L'uso nel modello (16) della componente principale ottenuta da autovalori specifici di sottoperiodo lascia virtualmente invariati tutti i risultati di stima riportati nel seguito.

³⁹ Il datare in t anziché in $t-1$ l'effetto delle variabili che misurano shock di offerta non porta a risultati qualitativamente diversi nelle regressioni. La produttività media del lavoro è stata ottenuta dividendo il PIL in volume per il numero totale di occupati ricostruito da Giordano e Zollino (2012), che estendono e aggiornano le ricostruzioni effettuate in Broadberry, Giordano e Zollino (2011). Ringraziamo gli autori per averci gentilmente fornito i dati.

I risultati sono distinti per i tre usuali sottoperiodi definiti in precedenza e delimitati con linee verticali in tre blocchi di colonne⁴⁰; all'interno di ciascun blocco le colonne riportano i risultati della stima di alternative specificazioni del meccanismo di formazione delle aspettative.

In particolare, nel primo sottoperiodo, colonna (1), a meno dell'aggiunta di due esplicative che misurano gli shock di offerta, il modello stimato è una classica NKPC ibrida (si veda ad esempio, Gali e Gertler 1999), in quanto compaiono un *lead* e un *lag* di inflazione. La stima GMM del parametro β (*output gap*) presenta un segno negativo e, comunque, non statisticamente significativo⁴¹. L'esclusione dell'*output gap* dal modello, colonna (2), porta gli shock di produttività ad essere significativi (la stessa significatività e lo stesso ordine di grandezza vengono mantenuti anche nelle colonne (3) e (4)). Dato il non rifiuto in colonna (2) del vincolo di somma unitaria dei due parametri che misurano gli effetti delle aspettative $\alpha_f + \alpha_b = 1$, la colonna (3) impone questa restrizione ai dati e presenta risultati del tutto in linea con quelli in colonna (2). Infine, la colonna (4) riprende il modello stimato in colonna (2) ma impone il vincolo $\alpha_f = 0$ che implica il passaggio da una NKPC (cioè con aspettative *forward-looking*) ad un modello del triangolo con aspettative *backward-looking* (esattamente in linea con l'approccio di Gordon). Le stime di colonna (4) sono OLS (il loro uso al posto dei GMM è supportato dal vincolo di esclusione del regressore di inflazione *forward*) e suggeriscono che, nel modello del triangolo, l'inerzia dell'inflazione si abbassa di molto in quanto la stima di α_b assume un inaspettato segno negativo.⁴²

L'interpretazione dei risultati che emergono dall'analisi econometrica sul periodo 1864-1913 non è immediata: il parametro dell'*output gap* è negativo, ma statisticamente non significativo: non emerge un legame fra lo stato ciclico dell'economia e l'inflazione. In quel periodo, l'inflazione pare più reagire ad un mix di aspettative (avanti/indietro) e agli shock di offerta. D'altronde, la correlazione di periodo fra shock di produttività e *output gap*, unita a fasi cicliche molto variabili e di breve durata, può motivare le anomalie notate e richiede ulteriori ricerche.

Ciò nondimeno, alcune plausibili ipotesi interpretative possono essere formulate. In primo luogo, occorre tener conto del complessivo tono macroeconomico che caratterizzò l'economia mondiale nel periodo corrispondente al primo cinquantennio unitario. In

⁴⁰ Se applicato al periodo campionario complessivo, l'algoritmo di Bai e Perron (2003) suggerisce un solo anno (il 1915) di break dei parametri del modello (16). Data la vicinanza di tale punto di break con il biennio 1913-1914 (anni in cui termina il primo sottocampione e inizia il secondo) abbiamo scelto di mantenere inalterati i tre sottoperiodi così come definiti in tutto il paper e di non procedere ad ulteriori divisioni del campione.

⁴¹ Talvolta il segno negativo dell'*output gap* viene ricondotto ad una sua dinamica non coerente con il corrispondente tasso di disoccupazione. Essendo quest'ultima informazione non disponibile per questo periodo temporale, tale verifica non può essere effettuata per l'Italia. D'altro canto, si potrebbe anche notare che in certe fasi storiche l'*output gap* anticipa l'inflazione con segno positivo (come ci si attenderebbe a seguito di uno shock di domanda), mentre in fasi in cui l'economia subisce shock prevalentemente dal lato dell'offerta l'inflazione tende ad anticipare l'*output gap* con segno negativo. Data la brevità e la forte variabilità delle fasi cicliche nei primi cinquant'anni di storia d'Italia, potrebbe essere che i due effetti tendano a mescolarsi, anche a causa della sola disponibilità di dati a bassa frequenza.

⁴² Misurata questa volta in $t-2$, perchè il ritardo $t-1$ non è significativo.

particolare, negli anni Ottanta, come risultato della colonizzazione e del progresso dei trasporti, «si riversarono sui mercati europei i raccolti delle praterie d'oltremare», con forti riduzioni del prezzo del grano importato (Fenoaltea 2006, p. 124). La protezione del grano scatterà con la tariffa del 1887; per un periodo non breve il grano italiano non sarà protetto e il prezzo di mercato sarà dato da quello di importazione. Del resto, l'intero periodo 1873-1895 «fu per l'economia mondiale un tempo di deflazione dei prezzi, unita a espansione produttiva e commerciale» (Ciocca 2007, p.112): periodo di deflazione e non di depressione quindi, durante il quale le variazioni dei prezzi furono orientati più da shock d'offerta che da variazioni dal lato della domanda. In questo quadro, appare più naturale il fatto che i risultati dell'analisi econometrica non riscontrino un legame significativo fra il gap e l'inflazione. Ma probabilmente considerare lo sfondo delle condizioni economiche internazionali come il fattore determinante del legame fra inflazione e *output gap* in Italia, potrebbe rivelarsi un'ipotesi interpretativa incompleta. Tra i risultati più robusti della nostra analisi, vi è sicuramente l'importanza degli shock di produttività (cfr. le colonne (2)-(4) di Tavola 7), che costituiscono uno dei due shock di offerta considerati nella specificazione stimata. L'altro shock d'offerta, quello connesso all'andamento dei prezzi all'importazione, non emerge invece tra i fattori determinanti andamento dell'inflazione che, in ultima analisi, risulta legato, nel periodo 1864-1913, alla componente delle aspettative *forward-looking* e agli shock di produttività.

Si tratta di aspetti che richiedono sicuramente approfondimenti e ulteriore ricerca, ma che presentano una loro plausibilità di fondo, se posti nel quadro di alcuni fatti stilizzati che caratterizzano la storia economica d'Italia. Nei primi cinquant'anni unitari si assiste a un mutamento dei prezzi relativi medi, dei tre principali settori dell'economia (agricoltura, industria, servizi), le cui dimensioni e velocità probabilmente non hanno eguali in nessuno dei periodi che si snoderanno nell'arco dei cento anni successivi. Nel 1861, il deflatore del valore aggiunto dell'industria a prezzi 1911 è pari al 142 e al 192%, rispettivamente, dei deflatori di agricoltura e servizi (nel 1911 i tre deflatori sono tutti pari a 100 per costruzione)⁴³. La struttura dell'economia subisce mutamenti profondi: l'industria si sviluppa e diviene più produttiva, con effetti rilevanti sui suoi prezzi relativi⁴⁴.

⁴³ I calcoli appena commentati sono stati elaborati sulla base dei dati pubblicati nel file NA150 sul sito della Banca d'Italia, collegato a Baffigi (2011). In quest'ultimo lavoro, nelle figure 4 e 12 (a p. 46 e 50), si mostra come la quota del valore aggiunto industriale sul totale dell'economia, calcolato a prezzi correnti, non mostri variazioni degne di rilievo. È interessante che risultati analoghi siano stati ottenuti anche da Fenoaltea (2011) sulla base di metodi diversi. La sostanziale costanza è tuttavia il risultato di una diminuzione dei prezzi accompagnata da un aumento delle quantità. Va anche osservato che i coefficienti di correlazione tra i deflatori del valore aggiunto dei tre macrosettori mostrano forti specificità nei primi cinquant'anni unitari, con un valore positivo fra agricoltura e industria (0,66), negativo fra industria e servizi (-0,53) e, coerentemente, con un valore prossimo allo zero fra agricoltura e servizi. Tutto questo a fronte di valori oscillanti fra 0.83 e 0.97 fra tutti i settori, negli altri periodi osservati.

⁴⁴ In una prospettiva di storia macroeconomica l'interpretazione dei parametri della curva di Phillips non può fare a meno di considerare la fase di sviluppo in cui si trova il Paese cui la curva si riferisce. Modigliani e Tarantelli (1970) mostrano come in un Paese in via di sviluppo, in condizioni di occupazione non piena, un aumento di domanda determina un «on-the-job training effect for the labor force previously excluded from the productive process» (p. 203). La maggiore competenza e abilità dei lavoratori determina una minore pressione inflazionistica associata ad ogni dato livello di occupazione e quindi uno slittamento della curva di Phillips. Anche interessante, nella prospettiva della curva di Phillips nei Paesi in via di sviluppo, è lo studio di Nugent e Glezakos (1982). Vale la pena sottolineare che questa interpretazione è coerente anche con un'interpretazione

I risultati di stima per il periodo 1914-1938 sono invece in linea con l'esistenza di un *trade-off* fra inflazione e ciclo economico che appare robusto, non dipendendo dal modello teorico utilizzato: NKPC (stimato GMM) in colonna (5), NKPC con vincolo $\alpha_f + \alpha_b = 1$ (e ancora stimato GMM) in colonna (6); e modello del triangolo (stimato OLS) in colonna (7)⁴⁵. La non reattività dell'inflazione interna a shock di prezzo delle importazioni – già iniziata nel sottoperiodo precedente – permane fino al 1938, qui giustificata dalla sempre più accentuata chiusura del commercio internazionale; essa inizierà a manifestarsi significativamente reattiva a partire dagli anni Cinquanta, era di grande apertura degli scambi con l'estero. Gli shock di produttività del lavoro continuano a mantenere significatività e segno atteso a priori. L'inerzia dell'inflazione è qui stimata in misura analoga al sottoperiodo precedente, ma con l'eccezione che, in questo sottoperiodo, il segno è quello atteso a priori. Inoltre, se si confronta la dinamica dell'inflazione nelle colonne da (5) a (7), si nota la grande eterogeneità di risultati di stima di tre modelli teorici molto diversi tra loro. Probabilmente a causa della rumorosità dei dati, alternativi meccanismi di formazione delle aspettative, molto diversi tra loro in teoria, non lo sono altrettanto nel discriminare il comportamento sottostante ai dati disponibili.

Infine, i risultati post 1950 – nelle colonne da (8) a (11) – suggeriscono che il processo stocastico generatore dell'inflazione è persistente come mai in precedenza e, quindi, non stazionario. Per questo, i parametri che misurano inerzia e aspettative tendono ad assommare a uno, mentre nei due precedenti sottoperiodi la loro somma era numericamente al di sotto di tale soglia (circa 0.75-0.85). L'effetto ciclico è stabilmente significativo indipendentemente dal tipo di modello stimato: NKPC in colonna (8) con GMM, NKPC con vincolo di somma a uno sui parametri di aspettative/inerzia in colonna (9) (ancora con GMM), modello del triangolo stimato OLS (assumendo le stesse ipotesi per covarianza fra *output gap* e shock di inflazione fatte con riferimento al sottoperiodo precedente). Questo porta l'evidenza di un *trade-off* fra ciclo economico e inflazione che perdura dalla vigilia della Grande Guerra, fatta eccezione per la fase 1939-1950 che, volutamente, non abbiamo trattato con metodi quantitativi perchè caratterizzata da fortissime anomalie rispetto alla distribuzione dei dati negli altri periodi. Se da un lato, dal 1951 gli shock di prezzo delle importazioni diventano una significativa spiegazione dell'inflazione interna (mentre non lo sono mai stati in precedenza), dall'altro, gli shock di produttività del lavoro, sempre significativi fino alla vigilia della WWII, dal 1951 non lo sono più. Nonostante le misure dell'impatto delle inflazioni *forward* e *backward* sulla dinamica dell'inflazione effettiva rimangano estremamente diverse lungo le colonne (8)-(11) – e questo fatto è molto simile a quanto già notato con riferimento al sottoperiodo precedente – si può notare che queste forti diversità

come quella avanzata da Fenoaltea, la quale sostituisce l'interpretazione *à la Rostow*, basata su stadi di sviluppo, con l'idea che la storia del cinquantennio post-unitario mostri «una sequenza di equilibri rapidamente raggiunti, non il lento passaggio da un equilibrio a un altro» (Fenoaltea 2006, p. 42): in quel periodo cruciale per la storia economica d'Italia non si raggiungerebbe un equilibrio stabile quale quello sottostante alla stessa possibilità di stimare la curva di Phillips.

⁴⁵ Si noti che, in questo sottoperiodo, l'uso del metodo di stima OLS non è (come era prima) completamente giustificato dall'aver posto a zero l'effetto dell'inflazione *forward-looking*, ma richiede anche l'ipotesi che l'*output gap* - misurando shock di domanda - non sia significativamente correlato con gli shock di offerta in ε_t .

non interferiscono mai con la opposta stabilità dei risultati di stima per le altre determinanti che in questo sottoperiodo risultano significative (vale a dire, *output gap* e shock ai prezzi delle importazioni).

La menzionata significatività dell'*output gap* nello spiegare la dinamica dell'inflazione in Italia dal 1914 è un risultato che si affianca (ma solo per il sottocampione a partire dagli anni Cinquanta del secolo scorso) alla significatività del tasso di disoccupazione in una curva di Phillips standard segnalata in Golinelli (1998) con tecniche di cointegrazione, e alla non significatività dell' *output gap* segnalata dallo studio di Del Boca *et al.* (2011) a partire però da dati, metodologie e metodi di stima in parte diversi da quelli qui utilizzati.

Relativamente al suo ordine di grandezza, la stima varia (a seconda dei periodi e del modello di riferimento) da circa 0.01 a 0.03. Al riguardo, si noti che la variabilità dell'*output gap*, essendo qui misurato da una componente principale, prevede media zero e deviazione standard unitaria. Se adottiamo la convenzione di Ciccarelli e Fenoaltea (2007) di considerare come “forte” un picco o un cavo ciclico in cui l'*output gap* è in valore assoluto maggiore dell'unità, i risultati in Tavola 7 predicono – in presenza di un forte picco/cavo dell'economia – un'accelerazione/decelerazione dell'inflazione in un intervallo di circa 1-3 punti percentuali.

5. Conclusioni

I risultati presentati nelle pagine precedenti offrono spunti utili per identificare i principali periodi che hanno definito la storia dell'economia italiana, mettendo in luce alcuni dei loro tratti salienti.

Nel complesso, i risultati sembrano realizzare uno degli obiettivi di questo studio che, oltre a scopi interpretativi e di analisi, non nasconde l'intento più basilare, ma altrettanto importante, di offrire elementi per la validazione delle nuove serie storiche. Sul piano metodologico, infatti, l'affidabilità di dati storici ricostruiti sulla base di fonti più o meno attendibili e sulla base di assunzioni più o meno opinabili, richiede a suo supporto anche una validazione *ex post*, che metta in risalto la plausibilità delle implicazioni storiografiche ed economiche delle serie ricostruite⁴⁶.

Dalle nostre esplorazioni emergono tre risultati principali.

Il primo è che, nonostante una sostanziale irrilevanza statistica del metodo di misura del trend potenziale, il metodo PTPT – giovandosi di un maggiore set informativo – offre una temporizzazione degli shock di offerta che in un modo o nell'altro incidono anche sui profili di lungo periodo degli output potenziali ottenuti con metodi puramente statistici. Tale “omogeneità di vedute” dei diversi metodi non vale solo con riferimento all'analisi delle fluttuazioni di lungo periodo. Infatti, le componenti cicliche (di breve periodo) corrispondenti a ciascuno dei nove output potenziali estratti portano a simili datazioni (da noi poi sintetizzate dal computo della frequenza dei casi in cui picchi e cavi si sono

⁴⁶ La ricostruzione dei dati storici, per usare la interessante metafora di Susan Carter e Richard Sutch è, dal punto di vista logico, qualcosa di simile al processo con cui i paleontologi inferiscono la forma di un animale estinto da lungo tempo a partire da ossa raccolte in un antico pozzo di bitume (Carter e Sutch 1990, p. 294). La plausibilità della ricostruzione non può poggiare esclusivamente sull'attendibilità delle ossa ritrovate, ma deve trovare legittimazione in un dibattito da essa stessa alimentato, dibattito che si incarica di valutare ed eventualmente modificare la ricostruzione effettuata.

realizzati), e ad andamenti di *output gap* che possono essere sintetizzati dal loro andamento congiunto (misurato dalla loro componente principale).

Il secondo è la diversa volatilità della componente ciclica che caratterizza i principali periodi storici (1861-1913, 1914-1938 e 1951-2010) in cui si articola il campione complessivo. Infatti, nonostante i diversi *output gap* differiscano fra loro per persistenza e livelli di volatilità, tutti sostengono lo stesso pattern di volatilità nel tempo: molto alta fra le due Guerre Mondiali (1911-1938) e bassa nei periodi precedente e successivo (1861-1911 e 1951-2010). Al riguardo, si noti che la letteratura, incentrata su un'economia, quale quella statunitense, molto più ricca di dati rispetto all'Italia, si è dedicata con particolare attenzione alla questione della eterogeneità metodologica delle serie relative a diversi periodi storici. Nel nostro caso, due dei punti di rottura evidenziati dal profilo della volatilità da noi stimato (1911 e 1938) segnano i confini fra blocchi di dati che si distinguono per diversa qualità delle fonti e per metodologia di ricostruzione (Baffigi 2011). A complemento o in alternativa, tale eterogeneità intertemporale potrebbe essere attribuibile a mutamenti strutturali del sistema economico italiano. In altri termini, questo risultato mette in evidenza che la disponibilità di nuovi dati storici di contabilità nazionale propone indizi e spunti di ricerca originali. Ad esempio, la disponibilità di disaggregazioni settoriali piuttosto ampie, ora disponibili, ma che in questo lavoro abbiamo scelto di non considerare, potrebbe rivelarsi utile per approfondimenti.

Il terzo è l'esistenza di un legame significativo fra *output gap* e inflazione dalla WWII in poi e la sua assenza nel periodo che, a partire dall'unità d'Italia, la precede. L'analisi del legame econometrico fra *output gap* e inflazione ha rilevato, per i periodi successivi alla Prima Guerra Mondiale, una chiara relazione positiva fra *output gap* e inflazione, che implica accelerazioni di 1-3 punti di inflazione indotti da una fluttuazione ciclica del gap da un anno in cui è zero ad un anno di picco (simmetricamente, con segno opposto, per gli anni di cavo). Per i primi cinquant'anni unitari, invece, la relazione fra inflazione e *output gap* non è significativa e, al contempo, si evidenziano due cause principali della dinamica dei prezzi: 1) un'alta componente *forward* delle aspettative inflazionistiche, cui si associa una bassa persistenza dell'inflazione effettiva; 2) gli shock di offerta legati alla produttività del lavoro.

L'ipotesi interpretativa che avanziamo per i risultati ottenuti poggia sulla considerazione dell'Italia di quel periodo quale Paese con un'economia in via di industrializzazione e di sviluppo (con aumenti di produttività nel settore industriale che determinano rilevanti mutamenti nei prezzi relativi) che, come tale, registra cospicui trasferimenti intersettoriali della forza lavoro. In questo contesto, appare naturale che l'Italia non presenti dinamiche macroeconomiche di *trade-off* tipiche dei Paesi industrializzati, più prossimi al pieno impiego. Anche su questo risultato, l'estensione dell'analisi ai dati del valore aggiunto e dei deflatori settoriali potrà apportare importanti elementi di verifica e fornire nuovi spunti interpretativi.

Bibliografia

- Allen, S. G. (1992), "Changes in the Cyclical Sensitivity of Wages in the United States, 1891-1987", *American Economic Review*, 82, March, pp. 122-140.
- Altissimo, F., R. Cristadoro, M. Forni, M. Lippi e G. Veronese (2007), *New Eurocoin: Tracking Economic Growth in Real Time*, Banca d'Italia – Temi di Discussione (Working Papers), n. 631.
- Andrews, D.W.K. (1991), "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", *Econometrica*, 59, pp. 817-858.
- Are, G. (1965), *Il problema dello sviluppo industriale nell'età della Destra*, Pisa: Nistri-Lischi.
- Ascari, G. (2009), "Il modello Neo-Keynesiano, politica monetaria e dinamica dell'inflazione. Perché l'inflazione è persistente?", *Rivista di Politica Economica*, gennaio-marzo, pp. 23-63.
- Baffigi, A. (2011), *Italian National Accounts (1861-2011)*, Banca d'Italia – Quaderni di Storia Economica, n. 18.
- Bai, J. e P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, pp. 47-78.
- (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18, pp. 1-22.
- Ball, M. e A. Wood (1996), "Trend Growth in post-1850 British Economic History: The Kalman Filter and Historical Judgement", *Statistician*, 45, pp. 143-152.
- Bardini, C., A. Carreras e P. Lains (1995), "The National Accounts for Italy, Spain and Portugal", *Scandinavian Economic History Review*, 43, pp. 115-147.
- Bassanetti, A., M. Caivano e A. Locarno (2010), *Modelling Italian Potential Output and the Output Gap*, Banca d'Italia – Temi di Discussione (Working Papers), n. 771.
- Battilani, P., E. Felice e V. Zamagni. (2011), *La serie 1861-1951 del valore aggiunto dei servizi a prezzi correnti*, mimeo.
- Baxter, M. e R. King (1999), "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", *Review of Economics and Statistics*, 81, pp. 575-593.
- Beveridge, S. e 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, pp. 151-174.
- Bollerslev, T., R.F. Engle e D.B. Nelson (1994), "ARCH Models," in Engle, R.F. e D. McFadden (a cura di), *Handbook of Econometrics*, vol. IV, 49, Amsterdam: North Holland.
- Broadberry, S., C. Giordano e F. Zollino (2011), *A Sectoral Analysis of Italy's Development, 1861-2011*, Banca d'Italia – Quaderni di Storia Economica, n. 20.
- Burns, A. e W. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, New York: NBER.
- Cagan, P. (1975), "Changes in the Recession Behavior of Wholesale Prices in the 1920s and post-World War II", *Explorations in Economic Research*, 2, Winter, pp. 54-104.
- Calomiris, C.W. e C. Hanes (1994), *Historical Macroeconomics and American Macroeconomic History*, NBER Working Paper, n. 4935.

- Canova, F. (1998), “Detrending and Business Cycle Facts”, *Journal of Monetary Economics*, 41, pp. 475-512.
- Carreras, A. e E. Felice (2010), “L’industria italiana dal 1911 al 1938: ricostruzione della serie del valore aggiunto e interpretazioni”, *Rivista di Storia Economica*, 26, n. 3, pp. 285-333.
- (2012), *The Roots of Success: Industrial Growth in Italy Reconsidered, 1911-1951*, mimeo.
- Carter, S.B. e R. Sutch (1990), “The Labour Market in the 1890’s: Evidence from Connecticut Manufacturing”, in Aerts, E. e B. Eichengreen (a cura di), *Session B-9: Unemployment and Underemployment in Historical Perspective*, Leuven: Leuven University Press (Studies in Social and Economic History, 12).
- Catão, L.A.V. e A. Pagan (2011), “The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structured Var Approach”, in Céspedes, L.F., R. Chang e D. Saravia (a cura di), *Monetary Policy under Financial Turbulence: An Overview*, Santiago: Central Bank of Chile, pp. 105-144 (Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series, 16, n. 5).
- Chow, G.C. (1960), “Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions”, *Econometrica*, 28, n. 3, pp. 591-605.
- Christiano, L.J. (1992), “Searching for a Break in GNP”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, n. 3, pp. 237-250.
- Christiano, L.J., e T.J. Fitzgerald (2003), “The Band Pass Filter”, *International Economic Review*, 44, n. 2, pp. 435-465.
- Ciccarelli, C. e S. Fenoaltea (2007), “Business Fluctuations in Italy, 1861-1913: The New Evidence”, *Explorations in Economic History*, 44, pp. 432-451.
- Ciocca, P. (2007), *Ricchi per sempre? Una storia economica d’Italia (1796-2005)*, Torino: Bollati Boringhieri.
- Cogley, T., e J.M. Nason (1995), “Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, pp. 253-278.
- Congressional Budget Office (2001), “CBO’s Method for Estimating Potential Output: An Update”, <http://www.cbo.gov/publication/13250>
- Crafts, N.F.R., S.J. Leybourne e T.C. Mills (1989), “Trends and Cycles in British Industrial Revolution, 1700-1913”, *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 152, pp. 43-60.
- Crafts, N.F.R. e T.C. Mills (1992), “Trends and Cycles in British Industrial Revolution, 1700-1913. A Reply to Newbold and Agiakloglou”, *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 155, pp. 457-459.
- D’Auria, F., C. Denis, K. Havik, K. Mc Morrow, C. Planas, R. Raciborski, W. Röger e A. Rossi (2010), *The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps*, ECFIN Economic Papers, n. 420, July.
- De Bonis, R., F. Farabullini, M. Rocchelli e A. Salvio (2012), *Nuove serie storiche sull’attività di banche e altre istituzioni finanziarie dal 1861 al 2011: che cosa ci dicono?*, Banca d’Italia – Quaderni di Storia Economica, n. 26.
- Del Boca, A., M. Fratianni, F. Spinelli e C. Trecroci (2011), *Macroeconomic Instability and the Phillips Curve in Italy*, mimeo disponibile in SSRN, <http://ssrn.com/abstract=1409689>.

- Delli Gatti, D., Gallegati, M. e Gallegati M. (2005), "On the Nature and Causes of Business Fluctuations in Italy, 1861-2000", *Explorations in Economic History*, 42, pp. 81-100.
- de Rosa, L. (1980), *La rivoluzione industriale in Italia*, Roma-Bari: Laterza.
- Dickey, D.A. e W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Elliott, G.T., J. Rothenberg e J.H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, n. 4, pp. 813-836.
- Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.
- Ercolani, P. (1975), "Documentazione statistica di base", in Fuà. G. (a cura di), *Lo sviluppo economico in Italia negli ultimi cento anni. Vol. III, Studi di settore e documentazione di base*, Milano: Franco Angeli.
- Fenoaltea, S. (2006), *L'economia italiana dall'Unità alla grande guerra*, Roma-Bari: Laterza.
- (2011), "On the Structure of the Italian Economy", *Rivista di storia economica*, 1, aprile.
- Friedman, M. e A. Schwartz (1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton: Princeton University Press.
- Fuhrer, J.C. e G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 110, n. 1, pp. 127-160.
- Gali, J. e M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 195-222.
- Giordano, C. e F. Zollino (2012), *Gli input di capitale e di lavoro in Italia: una ricostruzione storica 1861-2011*, mimeo, lavoro presentato al workshop "I conti nazionali dell'Italia: la nuova ricostruzione dei dati storici, 1861-2011", Roma, Banca d'Italia, 16 aprile 2011.
- Giugliano, F. (2011), *Crisis? Which Crisis? New Estimates of Industrial Value Added in Italy during the Great Depression*", mimeo.
- Godfrey, L.G. (1988), *Specification Tests in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Golinelli, R. (1998), "Fatti stilizzati e metodi econometrici "moderni": una rivisitazione della curva di Phillips per l'Italia (1951-1996)", *Politica Economica*, 3, dicembre, pp. 411-446.
- Golinelli R. e M. Monterastelli (1990), *Un metodo di ricostruzione di serie storiche compatibili con la nuova contabilità nazionale (1951-1989)*, Nota di lavoro – Prometeia, n. 9001.
- Gordon, R.J. (1981), *Inflation, Flexible Exchange Rate, and the Natural Rate of Unemployment*, NBER Working Paper, n 708.
- (1988), *U.S. Inflation, Labor's Share and the Natural Rate of Unemployment*, NBER Working Paper, n.2585.
- (1990), "What is New-Keynesian Economics", *Journal of Economic Literature*, 28, settembre, pp. 1115-1171.
- (2011), "The Study of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation", *Economica*, 78, pp. 10-50.
- Hanes, C. (1993), "The Development of Nominal Wage Rigidities in the late 19th Century", *American Economic Review*, 83, September, pp. 732-756.

- Hansen, L. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50, n. 3, pp. 1029-1054.
- Harvey, A.C., (1985), "Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, pp. 216-230.
- Harvey, A.C., e A. Jaeger (1993), "Detrending, Stylised Facts and the Business Cycle", *Journal of Applied Econometrics*, 8, pp. 231-247.
- Henry, S.G.B. e A. Pagan (2004), "The Econometrics of the New Keynesian Policy Model: Introduction", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, pp. 581-607.
- Hobijn, B., P.H. Franses e M. Ooms, (1998), *Generalisations of the KPSS-test for Stationarity*, Econometric Institute Report – Erasmus University Rotterdam, n. 9802/A.
- Hodrick, R.J., e E.C. Prescott (1997), "Post-War US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, pp. 1-16.
- ISTAT (1973), *Annuario di contabilità nazionale*, Roma: Istat.
- (2001), *Annuario statistico italiano*, Roma: Istat.
- (2011), *Rapporto Annuale. La Situazione del Paese nel 2010*, Roma: Istat.
- Johansen, S. (1992), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52, pp. 389-402.
- (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Klein, L.R., e R. Summers (1966), *The Wharton Index of Capacity Utilisation*, Philadelphia: Wharton School of Finance and Commerce University of Pennsylvania.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- Ladiray, D., G.L. Mazzi e F. Sartori (2003), *Statistical Methods for Potential Output Estimation and Cycle Extraction*, European Commission – Working Papers and Studies.
- Luzzatto, G. (1968), *L'economia italiana dal 1861 al 1894*, Torino: Einaudi.
- MacKinnon, J.G., A.A. Haug e L. Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14, n. 5, pp. 563-577.
- McConnell, M.M., e G. Perez-Quiros (2000), "Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980s?", *American Economic Review*, 90, n. 5, December, pp. 1464-1476.
- Mills, T.C. (1994), "Segmented Trends and the Stochastic Properties of UK Output", *Applied Economics Letters*, 1, pp. 132-133.
- Mills, T.C. e N.F.R. Crafts (1996), "Modelling Trends in Economic History", *Journal of the Royal Statistical Society*, s. D (The Statistician), 45, n. 2, pp. 153-159.
- Modigliani, F. e E. Tarantelli (1970), "A Generalization of the Phillips Curve for a Developing Country", *The Review of Economic Studies*, 40, n. 2, April, pp. 203-223.
- Moore, G.H. e V. Zarnowitz (1984), *The Development and Role of the National Bureau's Business Cycle's Chronologies*, NBER Working Paper, n. 1394.

- Morley, J.C., C.R. Nelson e E. Zivot (2003), "Why Are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decompositions of GDP so Different?", *The Review of Economics and Statistics*, 85, n. 2, pp. 235-243.
- Newbold, P. e C. Agiakloglou (1991), "Looking for Evolving Growth Rates and Cycles in British Industrial Production, 1700-1913", *Journal of the Royal Statistical Society, A*, 154, pp. 341-348.
- Newey, W.K. e K.D. West (1987), "A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, n. 3, pp. 703-708.
- (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *Review of Economic Studies*, 61, pp. 631-653.
- Ng, S. e P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69, n. 6, pp. 1519-1554.
- Nugent, J.B. e C. Glezakos (1982), "Phillips Curve in Developing Countries: The Latin American Case", *Economic Development and Cultural Change*, 30, n. 2, January, pp. 321-334.
- Parigi, G. e S. Siviero (2001), "An Investment-Function-Based Measure of Capacity Utilisation. Potential Output and Utilised Capacity in the Bank of Italy's Quarterly Model", *Economic Modelling*, 18, pp. 525-550.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.
- (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80, pp. 355-385.
- Phillips, A.W. (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom", *Economica*, 25, pp. 283-299.
- Ravn, M.O. e H. Uhlig (2002), "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations", *Review of Economic Studies*, 84, n. 2, pp. 371-380.
- Romer, C. (1986a), "Spurious Volatility in Historical Unemployment Data", *Journal of Political Economy*, 94, February, pp. 1-37.
- (1986b), "Is the Stabilization of the Postwar Economy a Figment of the Data?", *American Economic Review*, 76, June, pp. 314-334.
- (1989), "The Prewar Business Cycle Reconsidered: New Estimates of Gross National Product, 1869-1908", *Journal of Political Economy*, 97, February, pp. 1-37.
- (1994), "Remeasuring Business Cycles", *Journal of Economic History*, 54, September, pp. 573-609.
- Rossi N., A. Sorgato e G. Toniolo (1993), "I conti economici italiani: una ricostruzione statistica: 1890-1990", *Rivista di storia economica*, X, n. 1.
- Rudd, J. e K. Whelan (2005), "New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve", *Journal of Monetary Economics*, 52, pp. 1167-1181.
- (2007), "Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research", *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, n. 1, pp. 155-170.
- Russel, B. e A. Banerjee (2008), "The Long-Run Phillips Curve and Non-Stationary Inflation", *Journal of Macroeconomics*, 30, pp. 1792-1815.

- Sachs, J. (1980), "The Changing Cyclical Behavior of Wages and Prices: 1890-1976", *American Economic Review*, March, pp. 78-90.
- Schlitzler, G. (1995), "Business Cycles in Italy: A Statistical Investigation", *European Journal of Political Economy*, 11, pp. 683-698.
- Sims, C.A. (1987), "Comment", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 117-120.
- Stock, J.H. e M.W. Watson (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 293-335.
- (2002), "Has the Business Cycle Changed and Why?", in Gertler, M. e K. Rogoff (a cura di), *NBER Macroeconomic Annual*, Cambridge, MA: The MIT Press.
- (2006), "Forecasting With Many Predictors", in Elliott, G., C.W.J. Granger e A. Timmermann (a cura di), *Handbook of Economic Forecasting*, Amsterdam: North Holland.
- Toniolo, G. (1988), *Storia economica dell'Italia liberale (1850-1918)*, Bologna: il Mulino.
- Wickens, M.R. (1996), "Interpreting Cointegrating Vectors and Common Stochastic Trends", *Journal of Econometrics*, 74, pp. 255-71.
- Willman, A. (2002), *Euro Area Production Function and Potential Output: A Supply Side System Approach*, ECB Working Paper Series, n. 153, June.
- Zivot, E. e D.W.K. Andrews (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 251-270.

Appendice non tecnica⁴⁷

L'appendice presenta alcune nozioni base relative a tre argomenti: "Scomposizioni trend-ciclo", "Serie stazionarie, serie integrate e serie cointegrate", "Rappresentazione a fattori".

Scomposizioni trend-ciclo (cfr. paragrafi 2.1, 2.2 e 2.4)

Nel paragrafo 2 utilizziamo tre tipi di tecniche per la scomposizione trend-ciclo della serie del PIL: (1) trend segmentati deterministici (paragrafo 2.1); (2) filtri e scomposizioni univariate (paragrafo 2.2); (3) modelli a componenti non osservabili (paragrafo 2.4).

(1) Il primo tipo di tecnica poggia su informazioni a priori riguardanti alcuni punti nel tempo in corrispondenza dei quali è ragionevole assumere che l'economia si trovi al suo livello potenziale: il problema da risolvere è l'individuazione della spezzata che passa per quei punti.

(2) Il secondo blocco di tecniche poggia su una proprietà matematica in base alla quale una serie storica può essere rappresentata come la somma di serie sinusoidali con diverse frequenze di oscillazione e, quindi, caratterizzate da onde con periodi più o meno lunghi: l'applicazione di una media mobile a una determinata serie storica, che tipicamente ne smussa le variazioni più irregolari, equivale matematicamente alla rimozione (filtraggio) di alcune di tali componenti di frequenza. Varie tecniche definiscono i coefficienti della media mobile e consentono di rimuovere le frequenze più elevate; nella serie filtrata, si mantengono le oscillazioni con frequenza più bassa (cioè i cicli con periodo più lungo), interpretabili come output potenziale.

(3) I modelli con componenti non osservabili assumono che: a) in ogni periodo sia possibile prevedere il livello dell'output potenziale sulla base del livello del periodo precedente; b) in ogni periodo sia possibile effettuare una misurazione del potenziale sulla base del livello dell'output effettivo. La stima del potenziale viene effettuata con una procedura iterativa che, periodo per periodo (partendo da un'ipotesi sul livello iniziale del potenziale), modifica il risultato delle previsioni tenendo conto delle informazioni fornite dalla misurazione.

Serie stazionarie, serie integrate e serie cointegrate (cfr. paragrafo 2.3)

Una serie storica y_t è interpretabile come un campione estratto da una popolazione (il processo stocastico).

Serie stazionarie

Una serie storica realizzata da un processo stocastico stazionario oscilla attorno a un valore di equilibrio che funge da attrattore della serie; il valore di equilibrio può cambiare in modo deterministico nel corso del tempo e, in tal caso, si dice che y_t è stazionaria intorno a un trend. Il livello e le variazioni in t di una variabile stazionaria non influenzano i livelli e le variazioni in $t+k$ con $k>0$; esiste un meccanismo che determina il ritorno al valore di

⁴⁷ A cura di Alberto Baffigi.

equilibrio caratterizzato da un numero di ritardi dipendente dalla persistenza del processo. Con *white noise* si definisce il caso particolare di un processo stocastico stazionario a persistenza nulla (senza memoria).

Serie integrate

A differenza di quelle stazionarie, le serie integrate hanno memoria lunga. In ogni periodo il livello della variabile integrata, x_t , influenza permanentemente il livello osservato nei periodi successivi; non vi è un meccanismo che determina il ritorno al valore di equilibrio. Pertanto, i disturbi (shock) esercitano un effetto persistente sul livello di x_t ; la somma di tali shock rappresenta la tendenza di lungo periodo (trend stocastico). Una serie x_t si dice integrata di ordine 1, ovvero $I(1)$, se la sua differenza prima $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ è stazionaria; in questo caso abbiamo che $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$, cioè il suo livello in ogni periodo è dato dal livello raggiunto nel periodo precedente più lo shock ε_t .

Cointegrazione ed esogenità debole

In generale, il rapporto, x_t/z_t , fra due serie integrate e non cointegrate cambia nel tempo perchè ciascuna è caratterizzata da shock propri che imprimono due andamenti eterogenei delle due serie. Esistono, tuttavia, alcuni casi in cui alla base dell'andamento di due serie storiche si trovano gli stessi shock. In questi casi, la serie storica risultante dal rapporto x_t/z_t di due serie integrate è una serie stazionaria e le due serie x_t e z_t si dicono cointegrate con parametro unitario. Dal punto di vista geometrico, se due serie sono cointegrate, i punti con coordinate (x_t, z_t) , $t = 1, 2, \dots, T$, tenderanno a collocarsi intorno a una retta sul piano cartesiano la cui equazione sarà (con α coefficiente angolare):

$$(1) x_t = \alpha z_t.$$

Il legame di lungo periodo fra due serie cointegrate è rappresentato dall'equazione $x_t = \alpha z_t + \varepsilon_t$; i coefficienti di x_t e z_t formano il cosiddetto vettore di cointegrazione, $(1, \alpha)$. La retta (1) agisce come un attrattore: se uno shock nell'economia al tempo t sposta il punto di coordinate (x_t, z_t) lontano dalla retta, vi sarà una tendenza successiva a correggere la distanza ("errore") $x_t - \alpha z_t$.

La differenza $x_t - \alpha z_t$ induce un meccanismo di feedback che influenza l'andamento delle due serie in modo da farle rientrare nel sentiero di equilibrio. Può però accadere che ad esempio la serie z_t segua un andamento autonomo e non reagisca allo squilibrio: data la relazione di cointegrazione fra x_t e z_t , quindi, l'onere di ristabilire l'equilibrio ricadrà interamente sulle spalle della x_t ; in questo caso la z_t si definisce **debolmente esogena**. Le due serie, nel lungo periodo, sono spinte da uno stesso "motore" e, per questo, si dice che esse condividono un trend stocastico comune. Nel caso in cui una delle variabili sia debolmente esogena, essa coincide col trend stocastico comune.

La cointegrazione fra n serie (con $n > 2$) introduce la necessità di ulteriori qualificazioni. Nel caso di tre variabili integrate x_t, y_t, z_t , possiamo aspettarci che i rapporti $x_t/y_t, x_t/z_t, y_t/z_t$ varino nel tempo se esse non sono cointegrate. Esistono però casi in cui alla base del movimento delle tre serie troviamo gli stessi shock. Se cointegrate, le tre serie x_t, y_t, z_t possono essere guidate da un unico trend stocastico oppure da due. Nel primo caso, devono esistere due legami di cointegrazione a partire da un unico trend stocastico. Nel secondo caso, gli shock delle tre serie sono guidati da due trend comuni.

L'intuizione sottostante al caso a 3 dimensioni, si generalizza facilmente al caso di $n > 3$. In questo caso, l'attrattore potrà avere 1, 2, ..., $n-1$ dimensioni. Ad esempio, affinché i punti $(x_t^1, x_t^2, \dots, x_t^n)$ si dispongano intorno a una retta-attrattore nello spazio a n dimensioni, occorre che esistano $n - 1$ vettori di cointegrazione.

In generale, n variabili cointegrate presentano una interazione reciproca nel lungo periodo tale per cui eventuali scostamenti dall'equilibrio tendono a retroagire sugli andamenti dei periodi successivi in modo da ristabilire l'equilibrio. In questa interazione tutte le variabili dipendono da tutte le altre, non vi è una gerarchia. Può darsi però il caso in cui una delle serie storiche tenda a guidare l'andamento delle altre: il suo andamento non è endogenamente determinato nell'interazione con le altre variabili del sistema; tale variabile è debolmente esogena.

Rappresentazione a fattori (cfr. paragrafo 3.2)

Consideriamo una matrice di dati X con T righe e N colonne:

$$X = \begin{bmatrix} x_{1,1} & x_{1,2} & \dots & x_{1,N} \\ x_{2,1} & x_{2,2} & \dots & x_{2,N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{T,1} & x_{T,2} & \dots & x_{T,N} \end{bmatrix}$$

Essa è interpretabile come l'accostamento di N vettori colonna, ciascuno costituito da T elementi; ogni vettore riporta T osservazioni su un determinato fenomeno di interesse. La varianza totale dei dati contenuti nella matrice X è pari alla somma delle varianze di ciascuna delle sue N colonne. Tra le N colonne può sussistere un legame statistico, una correlazione più o meno forte. Nel caso estremo in cui la correlazione fosse massima (pari a 1) basterebbe una delle colonne per spiegare la variabilità dell'intera matrice. Se la correlazione fosse nulla, invece, sarebbero necessarie tutte le N variabili (in questo caso si dice che le colonne di X sono ortogonali fra loro in quanto, da un punto di vista geometrico la correlazione nulla è interpretabile come perpendicolarità fra vettori).

I casi più interessanti, e più frequenti, sono quelli intermedi. Per l'analisi della variabilità della matrice è allora utile condurre un'analisi delle componenti principali (ACP), che consiste nella costruzione di nuove variabili (ottenute con combinazioni lineari delle colonne di X) che siano in grado di sintetizzare l'informazione contenuta nella matrice. Più in dettaglio, vogliamo rendere quantitativamente conto della varianza di X nella misura più elevata possibile col numero di variabili più piccolo possibile. Si tratta di trovare il giusto compromesso tra sintesi e completezza.

In prima approssimazione, la nostra sintesi potrebbe essere data dalla media aritmetica semplice di tutte le colonne della matrice X . L'ACP, tuttavia, consente una soluzione più sofisticata ed efficiente. In particolare, permette di definire una media ponderata delle N colonne di X , con i pesi che massimizzano la quota di varianza spiegata: tale media ponderata è detta *prima componente, la principale*. Ma l'ACP si spinge anche oltre: si sofferma sulla varianza residua e consente di calcolare una nuova media ponderata delle N colonne della matrice X che massimizzi la quota spiegata della varianza residua e che, nel

contempo, sia ortogonale alla prima componente: abbiamo così calcolato la *seconda componente principale*. La ACP prosegue iterativamente fino a rappresentare tutta la varianza di X mediante medie ponderate, tra loro ortogonali, delle N colonne. Il numero di medie ponderate che servono per raggiungere tale risultato è esattamente pari a N (numero di colonne di X). A questo punto abbiamo predisposto lo strumento per la nostra analisi: possiamo mettere le N componenti calcolate, in ordine decrescente in base al rispettivo contributo alla spiegazione della varianza totale di X .

Spetta all'analista fare la scelta di quante componenti principali utilizzare per spiegare nel miglior modo possibile la variabilità dei dati, raggiungendo un compromesso tra precisione e parsimonia. Le componenti principali scelte sono interpretabili come fattori latenti che sintetizzano il fenomeno multivariato rappresentato nella matrice X .

Tavole e Figure

Tav. 1 – Datazioni alternative delle date di break

Ciclo	picco iniziale ^a		Bai e Perron ^b
1	1862		
2	1866		1867 ^c
3	1870	***	
4	1874	***	
5	1878		1879
6	1883	***	
7	1887	***	
8	1891	***	
9	1896	***	1897
10	1900	**	
11	1907	**	
12	1914	***	1913
13	1918		
14	1925	***	1922
15	1929		1930
16	1943	***	1941 ^d
17	1947	***	1948 ^d
18	1951	***	
19	1957	***	
20	1963	***	
21	1970	***	1969
22	1974	***	
23	1980	***	1981
24	1990	***	1991
25	1995	***	
26	2000	*	2002
27	2007	**	

(^a) La datazione è definita a priori; accanto a ogni data, si riporta l'esito del test di significatività del cambiamento da un ciclo all'altro dei parametri del modello (4); *, ** e *** indicano il rifiuto dell'ipotesi di costanza dei parametri a un livello di significatività al 10%, 5% e 1%. (^b) Datazione endogena (a break multipli) usando l'algoritmo di Bai e Perron (1998, 2003). (^c) Dal test di Zivot e Andrews(1992) sul periodo 1861-1879. (^d) Fine del primo e inizio del secondo sottoperiodo.

Tav. 2 – Test di radici unitarie (DF-GLS) e di stazionarietà (KPSS), periodo 1861-2010

Date dei break:	conosciute <i>ex ante</i>			stimate come break multipli (BP)		
Metodo di detrendizzazione:	<i>peak to peak</i> (PTPT)	stima OLS con vincoli (TSOLS)				
Test: ^a	statistica ^c	<i>lags d</i>	v.c. ^e	statistica ^c	<i>lags d</i>	v.c. ^e
PIL effettivo (DF-GLS) ^b						
- livelli	-1.1578	2	-2.84	-1.1578	2	-2.85
- differenze prime	-5.4259	3	-1.94	-5.4259	3	-1.94
PIL potenziale (DF-GLS)						
- livelli	-2.0826	1	-3.14	-1.1789	2	-2.72
- differenze prime	-2.2345	1	-1.94	-5.2662	3	-1.94
Ciclo (KPSS)	0.0374	3	0.553	0.0094	3	0.015
				0.0084	3	0.017

^(a) Test DF-GLS (Elliott, Rothemberg e Stock 1996) su log-livelli e differenze prime di PIL effettivo e potenziale; test KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992) su ciclo definito come la differenza fra PIL effettivo e quello potenziale. ^(b) Le statistiche nelle diverse colonne coincidono perché l'esito non dipende dal metodo di detrendizzazione (ad eccezione dei valori critici per il livelli, esito di due distinte simulazioni; cfr. nota e). ^(c) Nucleo deterministico: costante e trend per i log-livelli; solo costante per differenze prime e ciclo. ^(d) Per DF-GLS, l'ordine dei ritardi selezionato dal criterio MAIC (Modified AIC) di Ng e Perron (2001) a partire da un massimo pari a 3. Per KPSS, sulla base dei risultati in Hobijn, Franses e Ooms (1998), la stima della auto-covarianza di lungo periodo della serie è stata pesata con un *quadratic spectral kernel* (Andrews 1991) a *bandwidth* automatica (Newey e West 1994). ^(e) Valori critici al 5%: per i log-livelli di PIL e il ciclo sono stati simulati da un esperimento di Monte Carlo di 10 mila replicazioni (dettagli nel testo; i valori critici simulati al 10% e 1% sono disponibili su richiesta); per le serie in differenze prime, i valori critici di DF-GLS con sola costante sono gli stessi del test di Dickey e Fuller (1979) senza costante e trend.

Tav. 3 – Statistiche univariate di alternativi *output gap* in sottoperiodi

	DF-GLS ^b	AC1 ^c	SD ^d	DF-GLS ^a	AC1 ^c	SD ^d
Misura di gap: ^a	periodo 1864-1913			periodo 1914-1938		
PTPT	-2.725	0.501 ***	0.0232	-2.057	0.504 ***	0.0644
TSOLS	-3.554	-0.011	0.0121	-3.949	0.136	0.0315
BP	-6.344	0.145	0.0180	-5.224	-0.090	0.0315
BN	-2.241	0.685 ***	0.0234	-2.226	0.668 ***	0.0293
UCMLT	-3.828	0.000	0.0240	-4.447	-0.051	0.0520
HP100	-2.136	0.360 **	0.0203	-2.715	0.504 ***	0.0446
HP625	-6.070	0.070	0.0154	-4.525	0.048	0.0289
BK	-5.391	0.079	0.0161	-4.685	0.016	0.0288
CF	-6.435	0.123	0.0163	-4.397	0.046	0.0302
	periodo 1864-1938			periodo 1951-2007		
PTPT	-2.576	0.587 ***	0.0414	-3.702	0.519 ***	0.0148
TSOLS	-3.917	0.094	0.0206	-4.952	0.053	0.0086
BP	-7.564	0.006	0.0232	-3.361	0.196	0.0138
BN	-2.672	0.677 ***	0.0255	-6.632	-0.095	0.0083
UCMLT	-8.572	-0.063	0.0355	-2.758	0.112	0.0206
HP100	-5.111	0.570 ***	0.0306	-2.685	0.477 ***	0.0164
HP625	-7.488	0.039	0.0207	-3.690	0.170	0.0115
BK	-7.531	0.027	0.0211	-2.174	0.110	0.0112
CF	-7.537	0.048	0.0218	-2.280	0.034	0.0111

(^a) PTPT = *peack-to-peack trend*; TSOLS = stima OLS con vincoli; BP = Bai e Perron (1998; 2003); BN = Beveridge e Nelson (1981); UCMLT = modello *local linear trend* (Harvey e Jaeger 1993); HP100 = Hodrick e Prescott (1997) con $\lambda=100$; HP625 = Ravn e Uhlig (2002) con $\lambda=6.25$; BK = Baxter e King (1999); CF = Christiano e Fitzgerald (2003). (^b) Test DF-GLS (Elliott, Rothemberg e Stock 1996) in un modello con solo la costante e ordine dei ritardi selezionato dal criterio MAIC (Modified AIC) di Ng e Perron (2001) a partire da un massimo pari a 3; valore critico al 5% = -1.95. (^c) Coefficiente di autocorrelazione di ordine 1; *** e ** significatività all'1 e al 5%. (^d) SD = deviazione standard; nell'unione dei sottoperiodi 1864-1938 e 1951-2007 essa è pari a: PTPT = 0.0326; TSOLS = 0.0165; BP = 0.0196; BN = 0.0199; UCMLT = 0.0299; HP100 = 0.0254; HP625 = 0.0173; BK = 0.0175 e CF = 0.0179.

Tav. 4 – Datazione del ciclo^a

anno	rating	cavi	picchi	anno	rating	cavi	picchi	anno	rating	cavi	picchi
1864	p	0	1	1914		0	0	1976	pp	0	5
1865	ppp	0	9	1915	t	7	0	1977	tt	4	0
1866	p	1	2	1916	ppp	0	8	1978	t	7	0
1867	t	8	0	1917	pp	0	4	1979	ppp	0	8
1868	p	0	1	1918	t	3	0	1980	pp	0	6
1869	t	1	0	1919	t	8	1	1981	t	3	1
1870	pp	0	6	1920	p	0	1	1982	t	5	2
1871	t	3	1	1921	t	9	0	1983	t	8	0
1872	t	8	0	1922	p	0	2	1984	t	1	0
1873	t	8	0	1923	pp	0	6	1985	t	1	0
1874	ppp	0	7	1924	p	0	1	1986	tt	4	0
1875		0	0	1925	ppp	0	8	1987	t	2	1
1876	t	9	0	1926	p	0	1	1988	p	1	4
1877		0	0	1927	t	7	0	1989	pp	1	6
1878	p	0	3	1928	p	0	3	1990	p	0	1
1879	t	1	0	1929	pp	0	6	1991		2	2
1880	t	1	0	1930	t	2	1	1992	p	1	2
1881	p	0	1	1931	p	0	1	1993	t	9	0
1882	p	0	1	1932	p	0	1	1994	t	1	0
1883	p	0	1	1933	t	3	0	1995	p	0	2
1884	t	7	0	1934	tt	6	0	1996	t	2	0
1885		0	0	1935	pp	0	5	1997	p	0	1
1886	p	0	3	1936	t	8	0	1998	tt	4	0
1887	pp	0	5	1937	p	0	3	1999	t	7	0
1888		1	1	1938	pp	0	4	2000	ppp	1	8
1889	t	9	0	1951	ppp	0	8	2001	pp	0	6
1890	t	3	0	1952	t	1	0	2002		1	1
1891	p	0	1	1953	ppp	0	8	2003	tt	6	0
1892	t	2	0	1954	tt	4	0	2004		0	0
1893		0	0	1955	p	1	3	2005	tt	5	0
1894	t	1	0	1956	t	2	0	2006	pp	0	5
1895	t	1	0	1957	t	4	2	2007	ppp	0	8
1896		0	0	1958	tt	4	0				
1897	p	0	1	1959	p	0	2				
1898	tt	6	0	1960		1	1				
1899	tt	4	0	1961	ppp	0	8				
1900	p	0	2	1962	pp	0	5				
1901		1	1	1963	p	1	3				
1902	p	0	1	1964	tt	6	2				
1903	t	3	0	1965	t	8	0				
1904	t	3	0	1966		1	1				
1905	t	1	0	1967	p	1	2				
1906	p	0	3	1968	pp	0	5				
1907	p	0	2	1969	pp	0	6				
1908	p	1	3	1970	pp	0	5				
1909	p	0	1	1971	tt	6	2				
1910	t	2	0	1972	t	8	0				
1911	pp	0	4	1973	pp	1	6				
1912	t	2	1	1974	ppp	0	7				
1913	ppp	0	8	1975	t	8	0				

(^a) p = picco; t = cavo; il numero di lettere (*rating*) è attribuito a seconda della frequenza dei casi usando le nove variabili di interesse: 1, 2 o 3 caratteri a seconda che, rispettivamente, la frequenza sia in uno degli intervalli 1-3, 4-6 e 7-9. (^b) Gli anni nei riquadri identificano i periodi di recessione in aree ombreggiate nei grafici di Figura 4. Essi sono definiti come intervalli temporali che partono da un picco e finiscono con il successivo punto di cavo.

Tav. 5 – Analisi delle componenti principali dei diversi *output gap*

periodi:	1864-1913	1914-1938	1951-2007	unione dei sottoperiodi
Quota cumulata di variabilità complessiva spiegata dall'i-esima componente ^a				
i =				
1	0.6999	0.6599	0.6389	0.6574
2	0.8034	0.7675	0.7652	0.7611
3	0.8903	0.8535	0.8417	0.8368
4	0.9414	0.9184	0.9025	0.9063
5	0.9739	0.9623	0.9457	0.9532
6	0.9886	0.9927	0.9767	0.9800
7	0.9963	0.9990	0.9955	0.9965
8	0.9997	0.9999	0.9996	0.9994
9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Stima del primo autovettore in $\hat{\Lambda}$ ^b				
PTPT	0.3265	0.2264	0.3454	0.2663
TSOLS	0.2590	0.3059	0.2668	0.2861
BP	0.3331	0.3330	0.3544	0.3403
BN	0.2692	0.3037	0.1553	0.2714
UCMLT	0.2436	0.2429	0.2459	0.2426
HP100	0.3731	0.3657	0.3802	0.3710
HP625	0.3874	0.4025	0.4084	0.4018
BK	0.3918	0.4033	0.4073	0.4031
CF	0.3751	0.3669	0.3494	0.3705

(^a) Data dal rapporto di ciascuno dei nove autovalori della matrice $\hat{\Sigma}_{XX} = T^{-1} \sum_{t=1}^T X_t X_t'$, disposti in ordine decrescente di ampiezza rispetto al totale (pari al numero di variabili, nel nostro caso 9). (^b) Primo autovettore della matrice $\hat{\Sigma}_{XX}$ definita sopra. Fonte della definizione dei nomi dei 9 diversi *output gap*: vedi testo e Tavola 3.

Tav. 6 – Analisi univariata di misure alternative di inflazione ^a

	periodi: 1864-2007 ^b	1864-1913	1914-1938	1951-2007
$\Delta \log$ del :	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>	<i>c</i>
<i>deflatore PIL</i>				
DF-GLS ^d	-3.840 ***	-5.119 ***	-2.096 **	-1.259
ar1 ^e	0.698 ***	0.221 *	0.675 ***	1.056 ***
ar2 ^e	-0.006	-0.466 ***	0.015	-0.165
AC(2) ^f	0.441	0.118	0.284	0.795
ARCH(2) ^g	23.100 ***	1.099	1.673	4.468 **
R ²	0.484	0.236	0.475	0.821
$\hat{\sigma}$ ^h	0.057	0.041	0.105	0.022
<i>deflatore consumi</i>				
DF-GLS ^d	-4.152 ***	-5.352 ***	-2.756 ***	-1.418
ar1 ^e	0.647 ***	0.186	0.627 ***	1.100 ***
ar2 ^e	-0.177 **	-0.479 ***	-0.216	-0.217 *
AC(2) ^f	1.113	0.238	0.112	0.478
ARCH(2) ^g	23.700 ***	1.524	1.997	5.967 ***
R ²	0.325	0.241	0.301	0.821
$\hat{\sigma}$ ^h	0.093	0.046	0.201	0.022
<i>deflatore importazioni</i>				
DF-GLS ^d	-4.834 ***	-7.861 ***	-1.832 *	-0.476
ar1 ^e	0.263 ***	-0.140	0.474 **	0.455 ***
ar2 ^e	-0.016	-0.186	-0.136	0.084
AC(2) ^f	2.468 *	0.003	0.829	3.218 * (^)
ARCH(2) ^g	6.213 ***	0.195	3.400 *	2.363
R ²	0.067	0.048	0.183	0.254
$\hat{\sigma}$ ^h	0.152	0.150	0.237	0.084

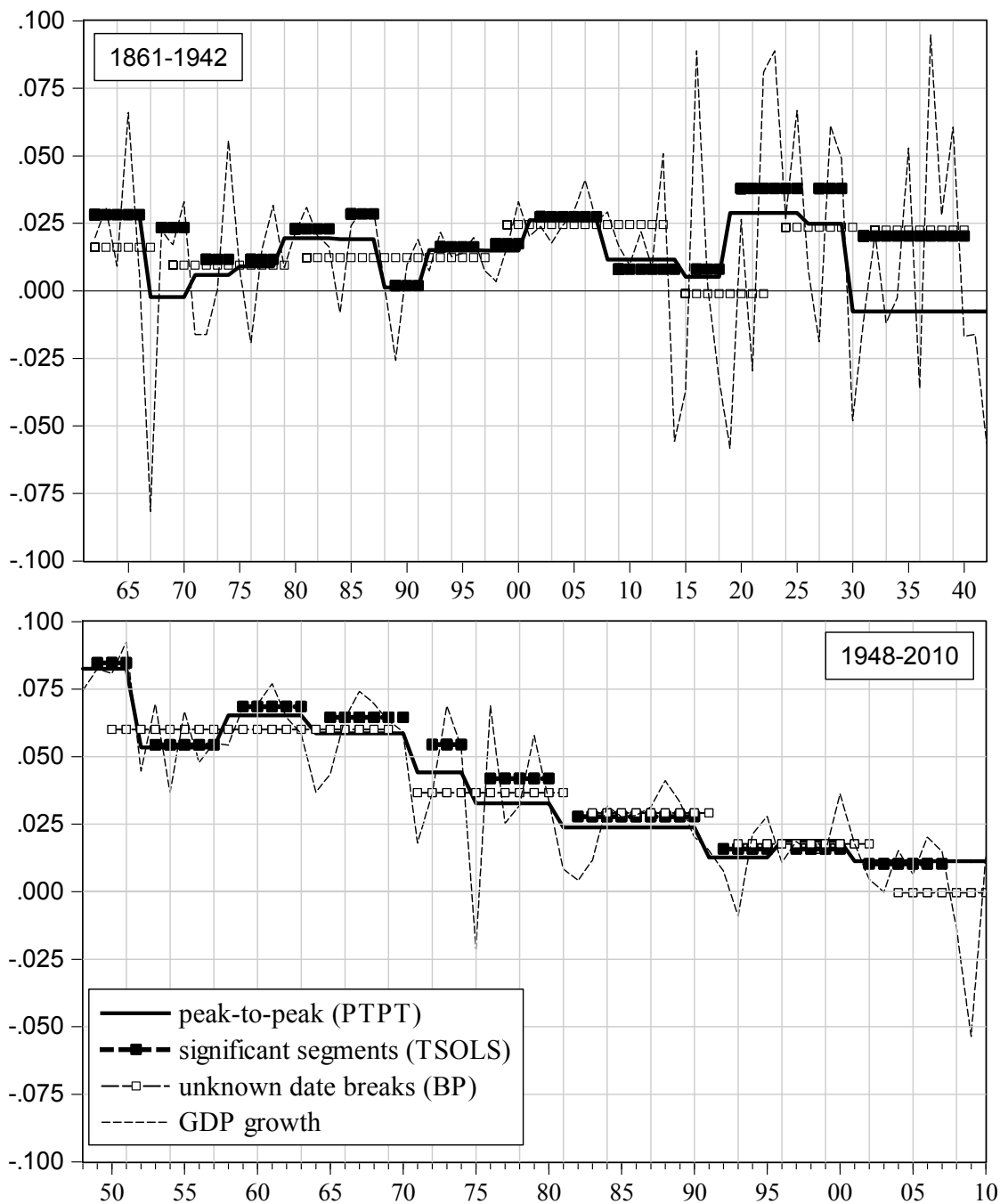
(^a) L'inflazione è misurata dalla differenza prima del logaritmo dei deflatori indicati lungo le righe. (^b) Il periodo è l'unione dei tre sottoperiodi indicati nelle successive tre colonne (esclude il 1939-1950). (^c) ***, ** e * indicano significatività dei test all'1, 5 e 10%. (^d) Modello con costante e senza trend; i dettagli in nota alla Tavola 2. (^e) ar1 e ar2 indicano le stime dei parametri di un modello AR(2). (^f) Test di autocorrelazione del secondo ordine dei residui dell'AR(2) (Godfrey 1988). (^g) Test ARCH del secondo ordine dei residui dell'AR(2) (Engle (1982)). (^h) *Standard error* della regressione.

Tav. 7 – Stime di alternative curve di Phillips ibride per sottocampioni a

	1864-1913			1914-1938			1951-2007				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
α_0	0.0030 0.0049	0.0087 *** 0.0032	0.0082 *** 0.0029	0.0130 ** 0.0060	0.0128 0.0112	0.0098 * 0.0048	0.0400 * 0.0215	-0.0013 0.0034	0.0007 0.0030	-0.0030 0.0035	-0.0050 ** 0.0028
α_f	0.5890 *** 0.2178	0.6663 *** 0.1153	0.6961 --	--	0.4039 *** 0.0921	0.4529 --	--	0.4216 *** 0.1184	0.4166 --	--	--
α_b	0.2585 * 0.1423	0.2674 ** 0.1090	0.3039 ***	-0.4110 *** 0.1390	0.3725 *** 0.0957	0.5471 *** 0.0450	0.4468 ** 0.1712	0.6088 *** 0.1205	0.5834 *** 0.1060	0.9745 *** 0.0401	1.0000 --
$\alpha_f + \alpha_b - 1$	-0.1525 0.2477	-0.0662 0.1957	0.0000 --	--	-0.2236 0.1578	0.0000 --	--	0.0303 0.0208	0.0000 --	--	--
β	-0.0284 0.0225	--	--	-0.0017 0.0056	0.0206 *** 0.0064	0.0256 *** 0.0040	0.0309 ** 0.0150	0.0120 ** 0.0055	0.0097 * 0.0055	0.0210 *** 0.0039	0.0213 *** 0.0035
γ_m	0.0597 * 0.0296	0.0042 0.0422	-0.0001 0.0415	0.0341 0.0442	0.1039 * 0.0617	0.0044 0.0178	0.1655 0.1074	0.0517 *** 0.0138	0.0500 *** 0.0146	0.0512 * 0.0285	0.0517 * 0.0280
γ_η	-0.2449 0.3845	-0.7344 *** 0.1378	-0.7182 *** 0.1326	-0.5920 *** 0.2089	-0.7501 *** 0.2010	-0.7538 *** 0.1202	-1.1511 ** 0.5039	-0.0127 0.1058	-0.0301 0.0979	0.1398 0.0880	0.1530 0.0908
$\hat{\sigma}^b$	0.0492	0.0462	0.0462	0.0396	0.0736	0.0733	0.0866	0.0122	0.0122	0.0174	0.0173
$J\text{-test}^c$	0.7379	0.7198	0.7724	--	0.5668	0.5942	--	0.4718	0.5155	--	--

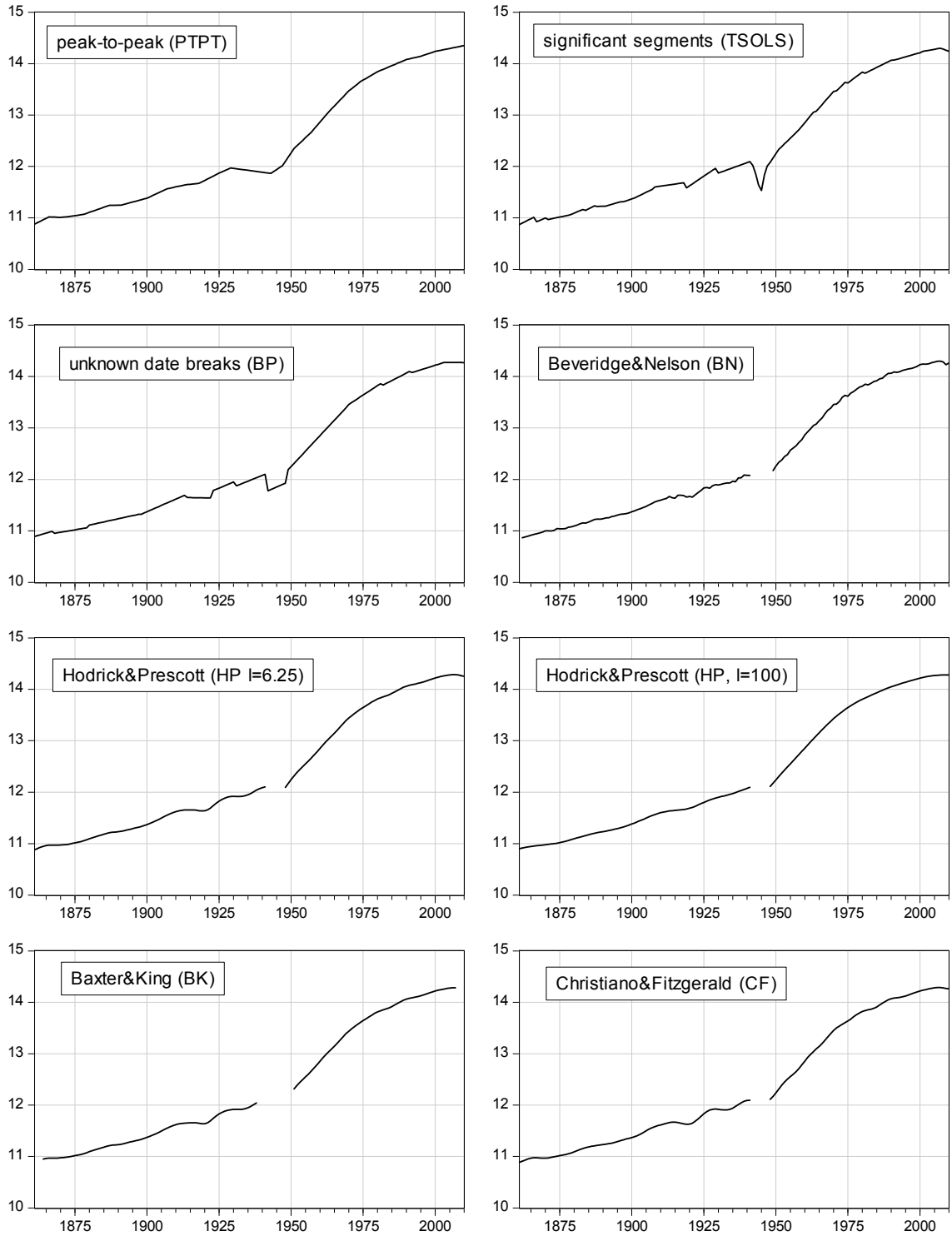
(^a) Le stime (in grassetto) si riferiscono ai parametri del modello (16): $\pi_t = \alpha_0 + \alpha_f \pi_{t-1} + \alpha_b \pi_{t-1} + \beta x_t + \gamma_m z_{t-1}^m + \gamma_\eta z_{t-1}^\eta + \varepsilon_t$. Metodi di stima: per le colonne (4), (7) e (11) OLS con errori standard HAC di Newey e West (1987); GMM per tutte le restanti colonne (strumenti: ritardi da $t-1$ a $t-3$ per inflazione del PIL, del consumo, delle importazioni e crescita della produttività; da $t-1$ a $t-2$ per l'output gap). Sotto la stima di ogni parametro, il corrispondente errore standard, a fianco, 3, 2 e 1 asterisco indicano significatività all' 1, 5 e 10%. (^b) Standard error della regressione. (^c) per i GMM: test delle restrizioni di sovra identificazione (Hansen 1982); per gli OLS assenti.

Fig. 1 – Segmenti di crescita potenziale (periodi 1861-1942 e 1948-2010)



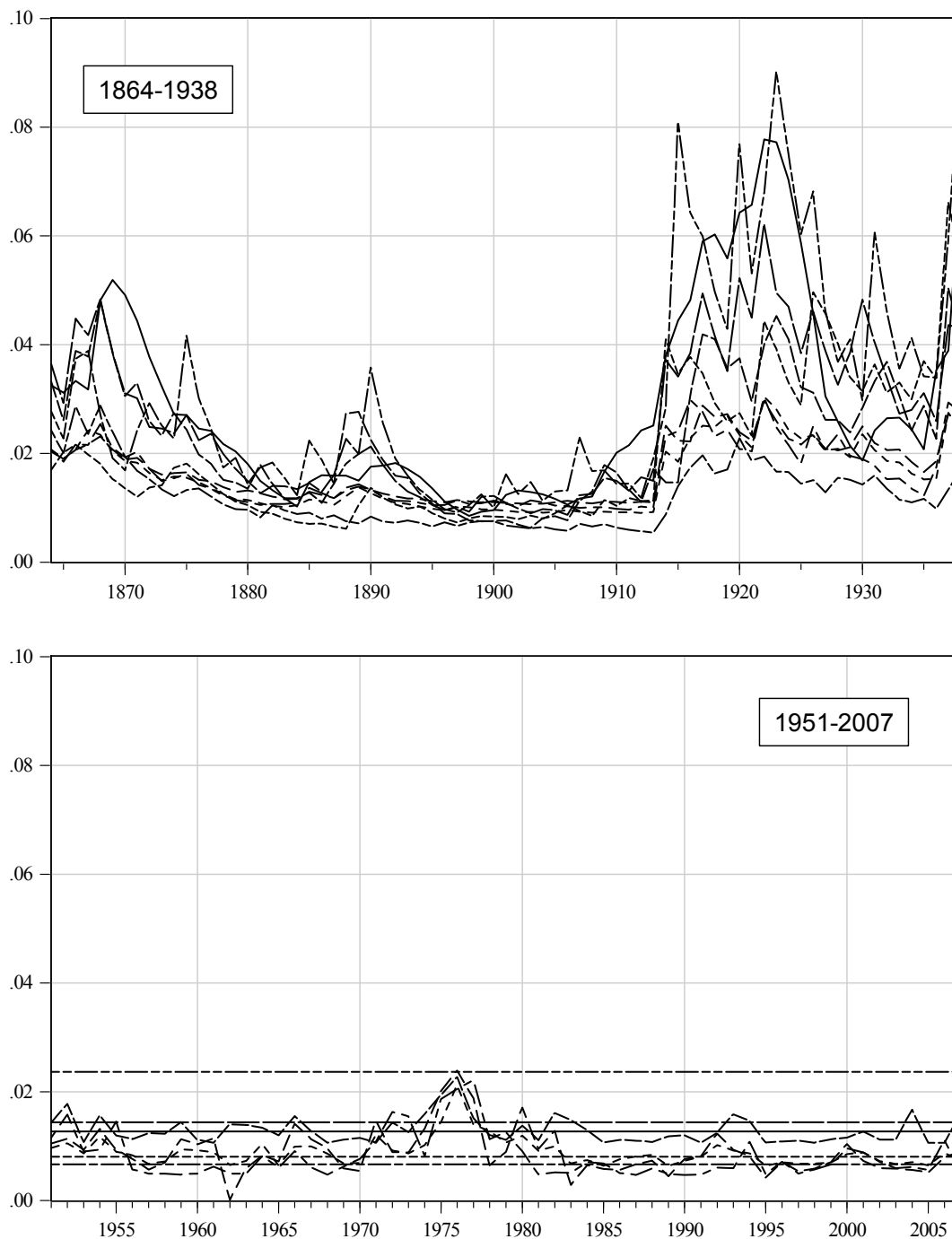
Fonte: vedi testo.

Fig. 2 – Output potenziale: andamenti a confronto



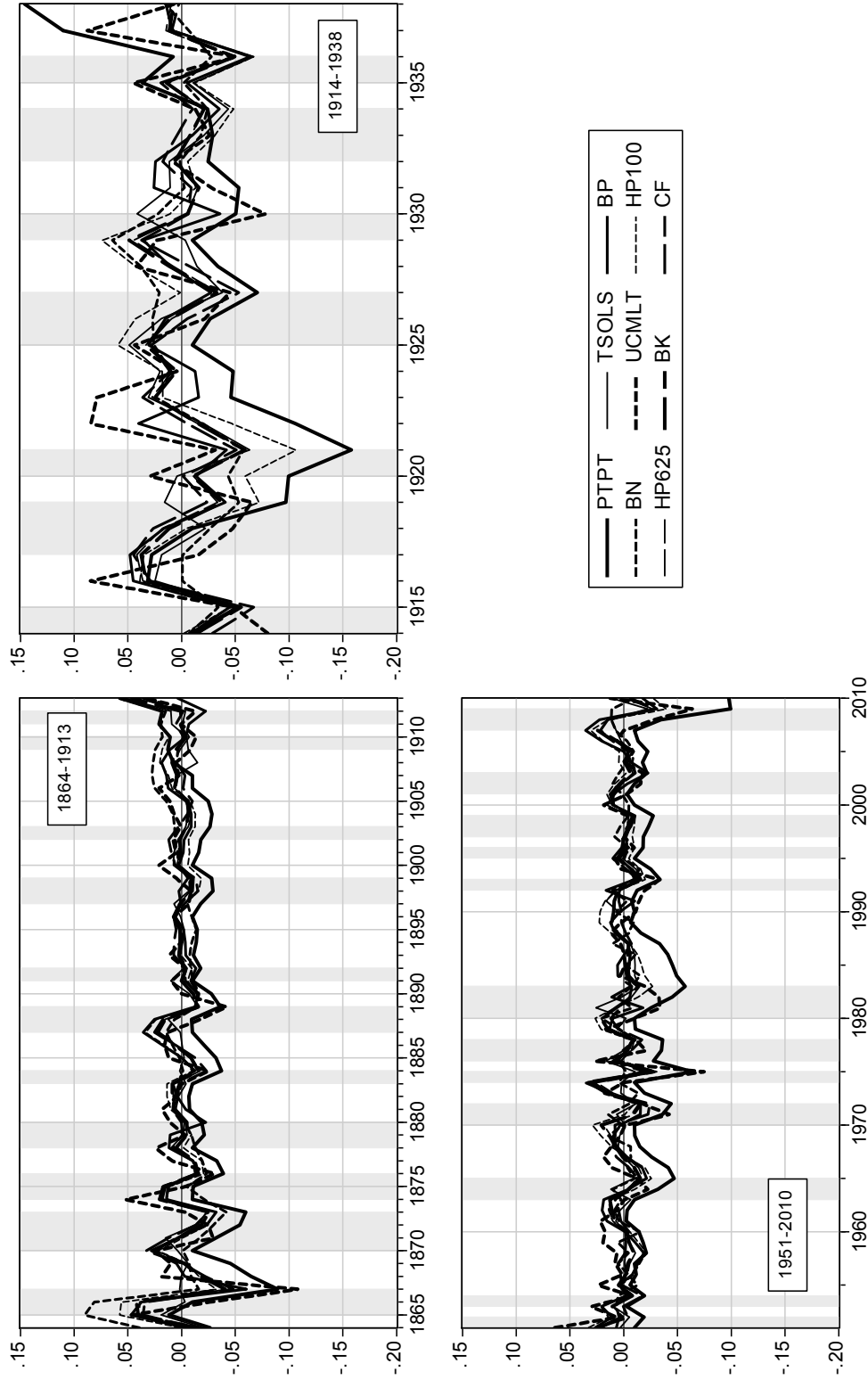
Fonte: vedi testo.

Fig. 3 – Volatilità condizionale $\hat{\sigma}_t$ delle diverse misure di *output gap* ^a



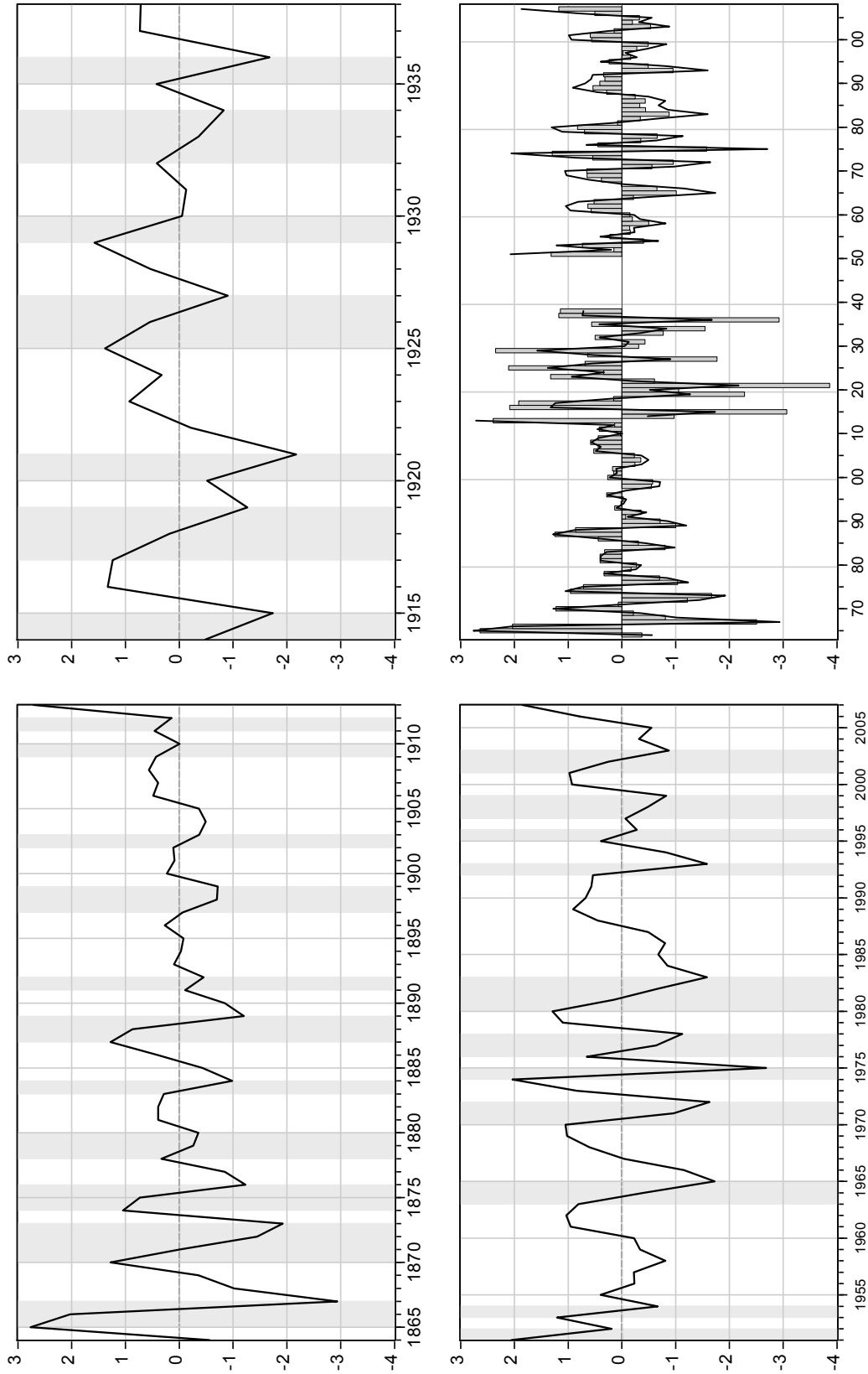
^(a) Radice quadrata della stima della varianza condizionale di specifici modelli ARMA con errori GARCH. Rette parallele all'asse orizzontale segnalano (in 5 casi su 9) la non significatività della dinamica GARCH nel periodo dal 1951.

Fig. 4 – Output gap a confronto ^a



^(a) In aree ombreggiate i periodi di recessione; fonte: vedi testo e Tavola 4.

Fig. 5 – Il grafico della prima componente principale di *output gap* alternativi *a*



(^a) In aree ombreggiate i periodi di recessione; fonte: vedi testo e Tavola 4.

“QUADERNI” PUBBLICATI (*)

- N. 1 – *Luigi Einaudi: Teoria economica e legislazione sociale nel testo delle Lezioni*, di Alberto Baffigi (Settembre 2009).
- N. 2 – *European Acquisitions in the United States: Re-examining Olivetti-Underwood Fifty Years Later*, di Federico Barbiellini Amidei, Andrea Goldstein e Marcella Spadoni (Marzo 2010).
- N. 3 – *La politica dei poli di sviluppo nel Mezzogiorno. Elementi per una prospettiva storica*, di Elio Cerrito (Giugno 2010).
- N. 4 – *Through the Magnifying Glass: Provincial Aspects of Industrial Growth in Post-Unification Italy*, di Carlo Ciccarelli e Stefano Fenoaltea (Luglio 2010).
- N. 5 – *Economic Theory and Banking Regulation: The Italian Case (1861-1930s)*, di Alfredo Gigliobianco e Claire Giordano (Novembre 2010).
- N. 6 – *A Comparative Perspective on Italy's Human Capital Accumulation*, di Giuseppe Bertola e Paolo Sestito (Ottobre 2011).
- N. 7 – *Innovation and Foreign Technology in Italy, 1861-2011*, di Federico Barbiellini Amidei, John Cantwell e Anna Spadavecchia (Ottobre 2011).
- N. 8 – *Outward and Inward Migrations in Italy: A Historical Perspective*, di Matteo Gomellini e Cormac Ó Gráda (Ottobre 2011).
- N. 9 – *Comparative Advantages in Italy: A Long-run Perspective*, di Giovanni Federico e Nikolaus Wolf (Ottobre 2011).
- N. 10 – *Real Exchange Rates, Trade, and Growth: Italy 1861-2011*, di Virginia Di Nino, Barry Eichengreen e Massimo Sbracia (Ottobre 2011).
- N. 11 – *Public Debt and Economic Growth in Italy*, di Fabrizio Balassone, Maura Francese e Angelo Pace (Ottobre 2011).
- N. 12 – *Internal Geography and External Trade: Regional Disparities in Italy, 1861-2011*, di Brian A'Hearn e Anthony J. Venables (Ottobre 2011).
- N. 13 – *Italian Firms in History: Size, Technology and Entrepreneurship*, di Franco Amatori, Matteo Bugamelli e Andrea Colli (Ottobre 2011).
- N. 14 – *Italy, Germany, Japan: From Economic Miracles to Virtual Stagnation*, di Andrea Boltho (Ottobre 2011).
- N. 15 – *Old and New Italian Multinational Firms*, di Giuseppe Berta e Fabrizio Onida (Ottobre 2011).
- N. 16 – *Italy and the First Age of Globalization, 1861-1940*, di Harold James e Kevin O'Rourke (Ottobre 2011).
- N. 17 – *The Golden Age and the Second Globalization in Italy*, di Nicholas Crafts e Marco Magnani (Ottobre 2011).
- N. 18 – *Italian National Accounts, 1861-2011*, di Alberto Baffigi (Ottobre 2011).
- N. 19 – *The Well-Being of Italians: A Comparative Historical Approach*, di Andrea Brandolini e Giovanni Vecchi (Ottobre 2011).
- N. 20 – *A Sectoral Analysis of Italy's Development, 1861-2011*, di Stephen Broadberry, Claire Giordano e Francesco Zollino (Ottobre 2011).
- N. 21 – *The Italian Economy Seen from Abroad over 150 Years*, di Marcello de Cecco (Ottobre 2011).
- N. 22 – *Convergence among Italian Regions, 1861-2011*, di Giovanni Iuzzolino, Guido Pellegrini e Gianfranco Viesti (Ottobre 2011).
- N. 23 – *Democratization and Civic Capital in Italy*, di Luigi Guiso e Paolo Pinotti (Ottobre 2011).
- N. 24 – *The Italian Administrative System since 1861*, di Magda Bianco e Giulio Napolitano (Ottobre 2011).
- N. 25 – *The Allocative Efficiency of the Italian Banking System, 1936-2011*, di Stefano Battilossi, Alfredo Gigliobianco e Giuseppe Marinelli (Ottobre 2011).
- N. 26 – *Nuove serie storiche sull'attività di banche e altre istituzioni finanziarie dal 1861 al 2011: che cosa ci dicono?*, di Riccardo De Bonis, Fabio Farabullini, Miria Rocchelli e Alessandra Salvio (Giugno 2012).
- N. 27 – *Una revisione dei conti nazionali dell'Italia (1951-1970)*, di Guido M. Rey, Luisa Picozzi, Paolo Piselli e Sandro Clementi (Luglio 2012).
- N. 28 – *A Tale of Two Fascisms: Labour Productivity Growth and Competition Policy in Italy, 1911-1951*, di Claire Giordano e Ferdinando Giugliano (Dicembre 2012).

(*) I Quaderni possono essere richiesti a:

Banca d'Italia – Servizio Studi di struttura economica e finanziaria – Divisione Biblioteca e Archivio storico –
Via Nazionale, 91 – 00184 Roma – (fax 0039 06 47922059).
Sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

*Stampato presso
la Divisione Editoria e stampa
della Banca d'Italia*