

Ver. 11



RIVISTA
DI STORIA ECONOMICA

Quadrimestrale
Nuova serie - volume X - ottobre 1993 - fascicolo 5

GIORGIO FUÀ e MAURO GALLEGATI
Un indice a catena annuale del prodotto "reale"
dell'Italia, 1861-1989*

L. PRESENTAZIONE DELLA FORMULA

1. *Presentazione*

Dal 1937 si dispone di un complesso di serie storiche riguardanti i valori annuali di alcuni aggregati della contabilità nazionale italiana a partire dal 1861, ricostruite con un'operazione altamente meritoria (anche se presumibilmente spericolata) dagli uffici Istat.¹ Questo complesso comprende valutazioni a prezzi correnti del prodotto disaggregato sotto l'ottica sia della formazione delle risorse, sia degli impieghi; nonché valutazioni a prezzi costanti 1938 limitate però al reddito disaggregato sotto l'ottica degli impieghi.

Pochi anni dopo, come responsabile del ramo italiano di una ricerca internazionale coordinata da Kuznets e Abramovitz, Fuà sentì l'esigenza che il gruppo da lui guidato elaborasse - ad integrazione dei succitati dati Istat - analoghe serie storiche a prezzi costanti anche per il prodotto disaggregato sotto l'ottica della formazione delle risorse. Fece compiere le stime, sotto la propria direzione, a Vitali, che sebbene a quel tempo fosse ancora giovanissimo combinava già grandi capacità con una diretta conoscenza del modo di operare dell'Istat, acquisita lavorando all'interno dell'istituto stesso. La metodologia adottata è esposta in Vitali.² I risultati ottenuti sono presentati, in forma

* Gli autori hanno irrobustito e discusso insieme tutto il lavoro qui presentato, ma la redazione della parte I è stata curata da G. Fuà e quella della parte II da M. Gallegati. Si ringrazia Maurizio Martini per l'eccellente lavoro svolto nella raccolta ed elaborazione di dati, tabelle e grafici.

Rivista di storia economica

Pubblicazione quadrimestrale, febbraio 1993

DIRETTORE RESPONSABILE GIANNI TONELLO

Registrazione presso il Tribunale di Torino, n. 3427,
del 31 luglio 1982

Tirato di stampare il 21 giugno 1993

per conto della Giulio Einaudi editore s.p.a.

presso La Fantografica - Elemond Editori Associati

 Associato all'Uspi (Unione Stampa Periodica Italiana)

© 1993 Giulio Einaudi editore s.p.a., Torino

C.L. 13323

I testi contenuti in questo volume non potranno essere riprodotti in tutto o in parte, nella lingua originale o in traduzione, senza l'autorizzazione scritta dei direttori

ISSN 2393-5415

IS2N 88-06-13323-3

coordinata con un complesso di statistiche sullo sviluppo di lungo periodo dell'economia italiana attinte ad altre fonti, in Ercolani.

Le stime a prezzi costanti ottenute dal gruppo Fuà assumendo l'ottica della formazione delle risorse risultano quasi sempre abbastanza bene allineate con quelle precedentemente ottenute dall'Istat sotto l'ottica degli impieghi. Scarti molto notevoli, che misurati sul Rnn ai prezzi di mercato si aggirano intorno al 10 per cento, si verificano solo nei periodi 1918-22 e 1949-52. Nel proseguimento del suo lavoro sullo sviluppo economico italiano il gruppo Fuà si basò sulla serie a prezzi 1938 stimata da Vitali, presumendola più affidabile della preesistente valutazione Istat.

Nell'ultima fase della ricerca, tuttavia, Fuà rilevò alcuni casi di incongruenza tra le stime Vitali e testimonianze attendibili attinte ad altre fonti; e cercò di rimediare toccando in qualche punto le stime Vitali. Queste correzioni non sono, però, riportate sulle serie annuali complete; esse figurano solo nelle serie "compendiose" (cioè limitate ad alcuni anni-cardine) presentate nei lavori Fuà, e vengono spiegate in quelle sedi.

Le serie di lungo periodo del reddito a prezzi costanti pubblicate nell'opera *Lo sviluppo economico in Italia* e divenute poi oggetto di largo uso sono dunque state concepite dai loro autori come una integrazione e variante delle preesistenti stime Istat. In questa logica, sono state costruite mantenendo per quanto possibile omogeneità di fonti, metodi, tecniche con il precedente lavoro Istat. È apparso del tutto naturale adottare senza discussione, per l'intero arco temporale, una misura a prezzi costanti 1938 così come aveva fatto l'Istat. Si è tuttavia avuta cura di attirare l'attenzione del lettore su come questa scelta influenzi pesantemente i risultati, fornendogli alcuni calcoli esemplificativi della direzione e della dimensione dell'influenza esercitata.

Con il passare del tempo diventa sempre meno giustificato contentarsi del lavoro di prima esplorazione compiuto negli anni '50 e '60. Si sente l'esigenza di sostituire alle vecchie serie Istat con relative integrazioni e varianti, prodotte dal gruppo Fuà, nuove stime che si avvalgono di una più calma riflessione e dello sviluppo intervenuto nelle conoscenze e tengano quindi adeguato conto, in particolare:

- a) dell'accresciuto patrimonio di conoscenze sugli indicatori fisici delle quantità prodotte e sugli altri dati di base della contabilità nazionale, che è stato frattanto accumulato per opera di Fenoaltea e di altri autori;

- b) della convenienza di sperimentare anche formule di calcolo del reddito reale alternative rispetto a quella consistente nell'adozione di un unico sistema di prezzi costanti per l'intero arco temporale.

In queste direzioni è già stato pubblicato qualche contributo* e sono in corso vari progetti, tra cui uno di grande respiro avviato dalla Banca d'Italia.

Quanto segue intende dare un piccolo contributo all'operazione delineata in (b). Presenta una possibile formula alternativa di costruzione di un indice del prodotto reale; e ne sperimenta l'applicazione agli stessi dati già utilizzati nella vecchia variante Vitali della stima Istat (in attesa che venga messa a punto una base statistica migliore).

2. Indici a catena

Una serie di lungo periodo del reddito, espressa tutta a prezzi costanti di uno stesso anno, ha notevoli meriti ma anche notevoli demeriti.

Il principale merito consiste nell'immediata evidenza e concretezza del suo significato, specialmente nel caso in cui come prezzi costanti siano adottati i prezzi vigenti nella situazione più vicina a noi, i prezzi odierni. In una serie così espressa, il valore in lire costanti di un qualsiasi anno t del passato ci dice quanto valuteremmo, in base al nostro presente sistema di valori, il prodotto che fu realizzato in quell'anno t se lo avessimo adesso. E il rapporto tra il valore del prodotto realizzato oggi e quello realizzato nell'anno t ci dice in quale misura si è moltiplicata — sempre in base al nostro presente sistema di valori — la quantità di prodotto realizzata oggi rispetto a quella che veniva realizzata nell'anno t .

Se la serie viene espressa a prezzi costanti attinti a un anno lontano da noi, il significato perde per noi un poco di concretezza ma conserva il pregio della semplicità. Per esempio in una serie espressa a prezzi costanti di un remoto anno b , il rapporto tra il prodotto odierno e quello dell'anno b ci dice in quale misura si è moltiplicata la quantità del prodotto annuale, da allora ad oggi, se la misuriamo adottando il sistema di valori della gente che era presente nel lontano anno b .

Il principale demerito di una serie di questo tipo emerge quando la si deve impiegare per confrontare il prodotto di due anni che sono relativamente prossimi tra loro ma ambedue lontani dall'anno cui si riferiscono i prezzi scelti come costanti. C'è

infatti, poca giustificazione nell'assumere poniamo — il sistema di valori vigente nel 1950 per misurare il progresso compiuto tra il 1860 e il 1870; o il sistema di valori vigente nel 1913 per misurare il progresso compiuto tra il 1860 e il 1970. La misura apparebbe più significativa se compiuta secondo un sistema di valori vigente in tempi più vicini alle date che si vogliono confrontare.

L'alternativa che viene comunemente adottata per evitare l'inconveniente consiste nel suddividere la serie di lungo periodo in due o più sottoperiodi e assumere per ciascun sottoperiodo, come prezzi costanti, quelli di un anno opportunamente scelto all'interno del sottoperiodo stesso. Questo serve bensì a rendere in un certo senso meno artificiosi i confronti tra due anni appartenenti a uno stesso sottoperiodo, ma crea una nuova difficoltà quando si vogliono confrontare due anni appartenenti a sottoperiodi diversi.

Le considerazioni che seguono risulteranno più chiare se chi le legge terrà sott'occhio al tempo stesso il prossimo paragrafo, nel quale viene offerta una presentazione formalizzata dei diversi tipi di indici qui presentati verbalmente.

Facciamo ora l'esempio di avere una serie di lungo periodo, costruita concatenando una serie dall'anno x all'anno m misurata a prezzi costanti dell'anno t con una serie dall'anno m all'anno z misurata a prezzi costanti dell'anno s ; e di chiedere a questa serie quanto sia cresciuto il prodotto dell'anno z rispetto a quello dell'anno f . La serie ci risponde che, secondo il sistema di valori di un ipotetico osservatore dell'anno t , il prodotto si è moltiplicato un certo numero di volte (poniamo x volte) tra l'anno f e l'anno m ; mentre secondo il sistema di valori di un ipotetico osservatore dell'anno s si è poi moltiplicato altre y volte tra l'anno m e l'anno z ; per cui se vogliamo combinare insieme queste due distinte valutazioni possiamo dire che, in un certo senso, il prodotto dell'anno z è pari a $x \cdot y$ volte quello dell'anno f .

La serie a catena dà quindi una risposta al nostro quesito, ma è una risposta che presenta notevoli connotati di artificialità e convenzionalità. Accettando il confronto a catena, rinunciando dunque a un vantaggio proprio dei confronti basati su un unico sistema di prezzi costanti: quello di fornire risposte il cui significato ha immediata evidenza e concretezza.

Ma una volta che si sia scelto di compiere questa rinuncia, conviene essere più radicali. Non si vedono serie ragioni per costruire la serie di lungo periodo come catena di segmenti lunghi più anni, il che comporta che la velocità di crescita del prodotto in tutti i singoli anni di un segmento venga misurata con uno

stesso sistema di prezzi costanti. È vero che questo sistema di prezzi costanti viene ordinariamente attribuito a uno degli anni compresi nel segmento, ma ciò non basta a tranquillizzarci, perché la scelta dell'anno comporta inevitabilmente qualche elemento di arbitrio, ed è una scelta che finisce con l'influenzare l'andamento dell'indice. Appare dunque preferibile costruire una catena composta di anelli così piccoli che consentano di misurare la velocità di crescita del prodotto in ogni breve periodo (per esempio dall'anno t all'anno $t+1$) con il sistema di prezzi vigente in un momento compreso nello stesso breve periodo. Una soluzione pratica è data appunto dall'indice a catena annuale, che forma oggetto della presente nota.

Una volta deciso di adottare un indice a catena annuale, si pone la scelta tra un indice tipo Laspeyres e un indice tipo Paasche. Adottare il tipo Laspeyres significa che la variazione di prodotto tra l'anno t e l'anno $t+1$ viene misurata secondo il sistema di valori della popolazione dell'anno t . Ci si chiede insomma quale valutazione la popolazione dell'anno t avrebbe dato del progresso che si è poi realizzato nell'anno successivo (nell'ipotesi che essa fosse in grado di prevederlo e interessata a misurarlo). Adottare il tipo Paasche significa invece che la variazione tra l'anno t e l'anno $t+1$ viene misurata secondo il sistema di valori dell'anno $t+1$; ci si chiede cioè quanto la popolazione dell'anno t giudicasse cresciuto il proprio prodotto, secondo il suo allora vigente sistema di valori, rispetto a quello dell'anno precedente. Questo secondo esperimento mentale ci sembra un poco meno artificioso e più interessante del primo e perciò privilegiamo in questa nota una formula tipo Paasche, pur riconoscendo che la scelta è opinabile.

3. Le formule

Conformemente all'uso, ci riferiamo a un modello ultrasemplificato dell'economia in cui si assume che il prodotto totale possa essere visto come un insieme di merci distinte per categoria; e all'interno di ogni categoria le merci siano tutte misurabili in una appropriata unità fisica (per esempio pezzi, kg, m) e abbiano tutte uguale prezzo unitario. Designeremo con il simbolo q_t la quantità "fisica" di merce della categoria i prodotta nell'anno t ; e con il simbolo p_t il corrispondente prezzo unitario.

Il prodotto dell'anno t a prezzi correnti si scriverà pertanto:

$$(1) \quad \sum_i q_i \cdot p_i$$

Da questo punto in poi ometteremo l'indice i . La formula del prodotto dell'anno t valutato a prezzi costanti nell'anno z si scriverà dunque:

$$(2) \quad \sum q_t \cdot p_z$$

Se poi vogliamo passare dal valore del prodotto espresso in moneta a prezzi costanti che si legge in (2) al corrispondente numero indice su base anno $f = 1$ avremo:

$$(3) \quad \frac{\sum q_t \cdot p_z}{\sum q_f \cdot p_z}$$

Consideriamo ora una serie a catena costituita da due anelli pluriennali. Come nell'esempio del paragrafo 2, supponiamo che il primo anello comprenda gli anni da a a m valutati a prezzi costanti dell'anno l ; il secondo gli anni da m a z valutati a prezzi costanti s . L'indice dell'anno z su base anno $f = 1$ risulta pertanto:

$$(4) \quad \frac{\sum q_m \cdot p_l}{\sum q_f \cdot p_l} \cdot \frac{\sum q_z \cdot p_s}{\sum q_m \cdot p_s}$$

La (4) si può riscrivere anche in due altre forme degne di nota:

$$(5) \quad \frac{\sum q_z \cdot p_s}{\sum q_l \cdot p_l} / \frac{\sum p_l \cdot q_m}{\sum p_l \cdot q_m}$$

$$(6) \quad \frac{\sum q_z \cdot p_l}{\sum q_f \cdot p_l} / \left[\frac{\sum p_l \cdot q_l}{\sum p_s \cdot q_l} \cdot \frac{\sum p_l \cdot q_l}{\sum p_l \cdot q_l} \cdot \frac{\sum p_s \cdot q_m}{\sum p_l \cdot q_m} \right]$$

La (5) mostra che l'indice si ottiene anche prendendo il rapporto tra z e f valutati ciascuno con il suo proprio sistema di prezzi costanti, e dividendolo per l'indice dei prezzi di s rispetto a l , calcolato con i pesi (quantità) dell'anno di congiunzione tra i due anelli.

La (6) mostra che l'indice si ottiene anche partendo dal rapporto tra z e f valutati a prezzi correnti e dividendolo per il prodotto tra tre indici dei prezzi (indici prezzi z su base s con ponderazione s ; indice prezzi l su base l con ponderazione l ; indice s su base l con ponderazione m).

Passiamo infine ad una serie a catena costituita da anelli annuali.

Adottando una formula tipo Laspeyres, l'indice del prodotto dell'anno s su base anno zero = 1 assume il seguente valore:

$$(7) \quad \frac{\sum q \cdot p_s}{\sum q_0 \cdot p_0} \cdot \frac{\sum q_1 \cdot p_1}{\sum q_0 \cdot p_1} \cdot \frac{\sum q_2 \cdot p_2}{\sum q_0 \cdot p_2} \cdot \dots \cdot \frac{\sum q_{s-1} \cdot p_{s-1}}{\sum q_0 \cdot p_{s-1}} \cdot \frac{\sum q_s \cdot p_s}{\sum q_{s-1} \cdot p_{s-1}}$$

Se si adotta invece una formula tipo Paasche, il corrispondente indice è:

$$(8) \quad \frac{\sum q_1 \cdot p_1}{\sum q_0 \cdot p_0} \cdot \frac{\sum q_2 \cdot p_2}{\sum q_1 \cdot p_1} \cdot \frac{\sum q_3 \cdot p_3}{\sum q_2 \cdot p_2} \cdot \dots \cdot \frac{\sum q_{s-1} \cdot p_{s-1}}{\sum q_{s-2} \cdot p_{s-2}} \cdot \frac{\sum q_s \cdot p_s}{\sum q_{s-1} \cdot p_{s-1}}$$

Analogamente a quanto si è visto nel caso dell'indice a catena pluriennale, gli indici suesposti possono essere riscritti in altre forme degne di nota. Limitandoci per brevità alla formula (8), essa può venire riscritta come segue:

$$(9) \quad \frac{\sum q_s \cdot p_s}{\sum q_0 \cdot p_0} / \left[\frac{\sum p_1 \cdot q_0}{\sum p_s \cdot q_0} \cdot \frac{\sum p_2 \cdot q_1}{\sum p_1 \cdot q_1} \cdot \frac{\sum p_3 \cdot q_2}{\sum p_2 \cdot q_2} \cdot \dots \cdot \frac{\sum p_{s-1} \cdot q_{s-2}}{\sum p_{s-2} \cdot q_{s-2}} \cdot \frac{\sum p_s \cdot q_{s-1}}{\sum p_{s-1} \cdot q_{s-1}} \right]$$

La (9) mostra che l'indice tipo Paasche a catena annuale dell'anno s su base anno zero si può ugualmente ottenere partendo dal rapporto tra prodotto anno s e prodotto anno zero valutati ambedue a prezzi correnti e dividendolo per il prodotto degli indici annuali dei prezzi (tipo Laspeyres) riguardanti tutti gli anni da 1 a s .

4. Costruzione dell'indice sulla base di informazioni limitate

Nel caso concreto non disponiamo di informazioni sulle quantità fisiche e sui prezzi unitari di ogni categoria i di prodot-

ti tra loro perfettamente omogenei. Abbiamo invece informazioni su ampi settori I (per esempio "agricoltura", "manifatture", ecc.), ciascuno dei quali raggruppa più categorie e ha quindi contenuto eterogeneo.

Per ciascuno di questi settori abbiamo:

— un indicatore delle quantità prodotte (Q_i). Si tratta di un indice che è stato costruito in base a informazioni varie con l'intento di rappresentare approssimativamente — nelle sue variazioni relative — la presunta variazione media, in termini fisici, dell'insieme di tutte le diverse produzioni comprese nel settore;

— la quota a prezzi correnti del prodotto del settore sul complesso ($Y_i / \sum Y_i$).

Teniamo ora presente che la originaria formula dell'indice tipo Laspeyres esposta nella (7) del paragrafo 3 si può riscrivere anche come sommatoria degli indici di quantità di ogni categoria di prodotto, ponderati con la quota rappresentata dalla categoria stessa sul prodotto totale. Per esempio, riferendoci all'indice dell'anno t rispetto all'anno zero, abbiamo:

$$(2) \quad \frac{\sum_i q_{it} \cdot p_{i0}}{\sum_i q_{i0} \cdot p_{i0}} = \sum_i \frac{q_{it}}{q_{i0}} \cdot \frac{q_{i0} \cdot p_{i0}}{\sum_i q_{i0} \cdot p_{i0}}$$

Considerando che il prodotto di ogni settore è identico alla somma di tutte le categorie di prodotti omogenei in esso comprese, e basandoci sulla presunzione che l'indice di quantità $QI/Q0$ di un settore sia sufficientemente rappresentativo delle variazioni di quantità di tutte le singole categorie in esso comprese, giungiamo alla conclusione che l'indice tipo Laspeyres si può calcolare immediatamente sulla base dei dati settoriali di cui disponiamo applicando la formula:

$$(2) \quad \sum_i \frac{Q_{it}}{Q_{i0}} \cdot \frac{Y_{i0}}{\sum_i Y_{i0}}$$

Per l'indice tipo Paasche non si offre la stessa via diretta, perché:

$$(3) \quad \frac{\sum_i q_{it} \cdot p_{it}}{\sum_i q_{i0} \cdot p_{it}} \neq \sum_i \frac{q_{it}}{q_{i0}} \cdot \frac{q_{i0} \cdot p_{it}}{\sum_i q_{i0} \cdot p_{it}}$$

Si può tuttavia risolvere ugualmente il problema seguendo una via indiretta. Fissa consiste nel calcolare sulla base dei dati disponibili l'indice Laspeyres dell'anno zero su base anno t e prenderne poi il reciproco, che è appunto identico all'indice Paasche dell'anno t su base anno zero.

Infatti abbiamo:

$$(4) \quad \left(\sum_i \frac{Q_{it}}{Q_{i0}} \cdot \frac{Y_{i0}}{\sum_i Y_{i0}} \right)^{-1} = \left(\sum_i \frac{q_{i0} \cdot p_{it}}{q_{it} \cdot p_{it}} \right)^{-1} = \sum_i \frac{q_{it} \cdot p_{it}}{q_{i0} \cdot p_{it}}$$

I dati disponibili consentono anche di presuntare — come verrà fatto nel seguito di questa nota — il saggio annuo di variazione dell'indice, scomposto nelle parti rispettivamente imputabili alla variazione di ciascun settore.

Per l'indice tipo Laspeyres l'operazione è immediata. Il saggio di variazione dell'indice dell'anno t su base anno zero si può infatti scrivere nella forma:

$$(5) \quad \left(\sum_i \frac{Y_{it}}{\sum_i Y_{i0}} \cdot \frac{Q_{it}}{Q_{i0}} \right) - 1 = \sum_i \frac{Y_{it}}{\sum_i Y_{i0}} \cdot \frac{Q_{it}}{Q_{i0}} - \sum_i \frac{Y_{i0}}{\sum_i Y_{i0}} \cdot \frac{Q_{i0}}{Q_{i0}} =$$

$$= \sum_i \frac{Y_{i0}}{\sum_i Y_{i0}} \cdot \left(\frac{Q_{it}}{Q_{i0}} - 1 \right)$$

Per l'indice tipo Paasche l'operazione è un poco più laboriosa. Occorre partire dalla considerazione che l'indice Paasche dell'anno t su base anno zero è identico al reciproco dell'indice Laspeyres dell'anno zero su base anno t . La differenza relativa del suddetto indice Paasche rispetto al suo anno base sta pertanto in una relazione nota con quella del suddetto indice Laspeyres nei riguardi del rispettivo anno base. La prima si può ottenere prendendo la seconda, cambiandola di segno e dividendola per l'indice Laspeyres dell'anno zero. Poiché i dati disponibili ci consentono il calcolo dell'indice Laspeyres, utilizzeremo dunque tale calcolo anche per determinare il saggio di variazione dell'indice Paasche scomposto nelle parti imputabili alla variazione di ciascun settore, come segue:

$$1 - \left(\frac{\sum_i \frac{Q_n \cdot P_n}{Q_n \cdot P_n}}{\sum_i \frac{Y_n \cdot Q_n}{Y_n \cdot Q_n}} \right) - 1 = \frac{\sum_i \frac{Y_n \cdot Q_n}{Y_n \cdot Q_n}}{\sum_i \frac{Y_n \cdot Q_n}{Y_n \cdot Q_n}} - 1$$

(6)

$$\frac{Y_n \cdot (1 - \frac{Q_n}{Q_n})}{\sum_i \frac{Y_n \cdot (1 - \frac{Q_n}{Q_n})}{\sum_i \frac{Y_n \cdot Q_n}{Y_n \cdot Q_n}}} = \sum_i \frac{Y_n \cdot (1 - \frac{Q_n}{Q_n})}{\sum_i \frac{Y_n \cdot Q_n}{Y_n \cdot Q_n}}$$

5. Due commenti

A chiusura di questa presentazione della formula dell'indice a catena annuale si possono fare due commenti.

In primo luogo, chiediamoci quali differenze dobbiamo attenderci nell'andamento dell'indice del reddito di un certo paese in un certo periodo a seconda che calcoliamo questo indice con la tecnica della catena annuale oppure con quella di un unico sistema di prezzi costanti.

Considerando un qualunque anno, vediamo intanto quali differenze dobbiamo attenderci tra i *tassi di variazione* dei due indici in quell'anno. Potranno verificarsi differenze solo in dipendenza dal fatto che i due indici del reddito impiegano diversi sistemi di prezzi per ponderare gli indici settoriali di quantità, dato che gli indici di quantità impiegati sono invece gli stessi in entrambi i casi. Questa differenza di ponderazione non basta del resto a determinare divergenze tra i due indici del reddito se non ci sono differenze del saggio di crescita tra i vari indici settoriali di quantità. Quanto più forti queste differenze, tanto più potranno divergere i saggi di variazione dei due indici del reddito; e nel caso che alcuni indici settoriali di quantità aumentino e altri diminuiscano potrà risultare addirittura che le variazioni dei due indici del reddito assumano segni contrastanti.

Vediamo ora quali differenze dobbiamo attenderci tra i *livelli* assunti dai due indici del reddito in un qualunque anno esaminato, partendo naturalmente dall'ipotesi che ambedue gli indici siano basati su uno stesso anno = 1. C'è una differenza fondamentale tra i due indici messi a confronto, per il fatto che il livello dell'indice a sistema unico di prezzi costanti si può calco-

lare per qualunque anno in base alla sola conoscenza del valore degli indici settoriali di quantità in quell'anno e, ovviamente, del sistema di prezzi costanti. Per calcolare il livello dell'indice a catena annuale occorre invece conoscere le variazioni subite dall'indice in ciascuno degli anni precedenti, a partire dall'anno preso come base = 1, variazioni che come sappiamo dipendono dalle combinazioni tra i successivi sistemi di ponderazione via via applicati e le variazioni degli indici di quantità settoriali. Come già visto, in ciascun anno precelemente il tasso di variazione dell'indice a catena annuale può essersi discostato da quello dell'indice a ponderazione fissa e queste differenze si cumulano nel tempo. Per trovare quale livello raggiungerà l'indice in un anno è dunque necessario ripercorrere tutta la traiettoria che esso ha seguito dall'origine.

È piuttosto diffusa l'opinione che, nella realtà dei fatti, prevale una correlazione inversa tra l'andamento dei prezzi relativi delle singole merci componenti il prodotto nazionale e quello delle quantità relative. Insomma, ci sarebbe una più o meno netta tendenza per quelle merci la cui produzione cresce più rapidamente (o declina meno rapidamente) delle altre, a presentare aumenti di prezzo più lievi (o riduzioni di prezzo più forti) delle altre. Questa presunta regolarità statistica attende ancora di ricevere verifiche più circostanziate, ma vediamo intanto quali attese deve formulare, circa l'andamento degli indici di reddito qui messi a confronto, chi la accetti provvisoriamente come valida. Troviamo che ci si debbono attendere tassi di variazione tendenzialmente più alti per l'indice a catena annuale che per l'indice a ponderazione fissa, finché si considerano anni precedenti quello da cui l'indice a ponderazione fissa attinge il suo sistema di prezzi costanti. Ci si deve attendere che la differenza tra i tassi di variazione dei due indici tenda ad attenuarsi man mano che ci si avvicina all'anno da cui è attinto il sistema unico di prezzi costanti, e tenda a cambiare di segno quando si scavalca tale anno. Coerentemente con quanto precede, ci si deve attendere che il livello dell'indice a catena annuale tenda a discostarsi sempre più, verso l'alto, da quello dell'indice a prezzi costanti, fino all'anno da cui è attinto il sistema unico di prezzi costanti.

I riferimenti fin qui fatti all'indice a catena annuale valgono sia per la formula Paasche sia per la formula Laspeyres. Va però aggiunto che la presunta correlazione inversa tra prezzi e quantità condurrebbe ad attendersi un aumento tendenzialmente più rapido dell'indice Laspeyres rispetto all'indice Paasche, in ragione del fatto che il primo pondera le variazioni settoriali di

quantità di un anno con un sistema di prezzi più arretrato nel tempo (sfasamento di un anno) rispetto al secondo.

Resta da fare un ultimo commento, che riguarda la presentazione della serie del prodotto in forma di indici o di valori espressi in unità monetarie.

Impiegando la tecnica del sistema unico di prezzi costanti, si ottiene come risultato più immediato (almeno in linea logica) una serie espressa in unità monetarie, che è poi semplice "tradurre" in numeri indici. Quando si impiega la tecnica dell'indice a catena si ottiene invece esclusivamente, come risultato finale dell'operazione, una serie di numeri indici. Chi voglia poi tradurre questa serie in valori espressi in unità monetarie è costretto a una forzatura logica che non ci sembra raccomandabile.

Ecco, comunque, l'espediente che gli si offre. Periamo che desideriamo esprimere il prodotto italiano degli anni passati in unità monetarie che abbiano un senso in qualche modo "famigliare" per il pubblico di oggi. Troverà che il prodotto italiano dell'anno scorso, a prezzi correnti, valeva circa 1.500.000 miliardi di lire. Il supponiamo che la sua serie a catena annuale gli mostri che l'indice del 1870 era pari, per esempio, al 5 per cento di quello dell'anno scorso, e che i corrispondenti rapporti erano 10 per cento nel 1913 e 15 per cento nel 1938. Formulera allora una valutazione in "lire convenzionali 1992" calcolando il prodotto 1870 in $1.500.000 \cdot 0,05 = 75.000$ miliardi, quello 1913 in $1.500.000 \cdot 0,10 = 150.000$ miliardi; quello 1938 in $1.500.000 \cdot 0,15 = 225.000$ miliardi e così via per ogni anno del passato.

Ma è una valutazione del tutto convenzionale. Non significa affatto che il prodotto 1870 valutato ai prezzi dell'anno scorso sarebbe valso 75.000 miliardi di lire. Ha un senso molto più concreto, come si ricava dalle spiegazioni dei paragrafi precedenti. Perciò queste misure in unità monetarie di significato oscuro ci sembrano da evitare per quanto possibile. Sibiaci bene che queste considerazioni non si applicano ai soli indici a catena annuale, ma anche a quelli — di largo impiego — che vengono costruiti con una catena formata da pochi lunghi anelli pluriennali.

II. APPLICAZIONE DELLA FORMULA

6. *Quadro d'insieme*

Per la costruzione degli indici a catena annuale, di tipo Paasche e Laspeyres, abbiamo utilizzato le serie del valore aggiunto al costo dei fattori a prezzi costanti 1938, 1963 e 1980 per gli anni, rispettivamente, 1861-1950, 1951-70 e 1971-83. I pesi dei singoli settori (10 per il periodo 1861-1970: agricoltura, estrattive, manifatturiero, costruzioni, elettricità, trasporti, commercio e servizi vari, credito, fabbricari, e amministrazione pubblica) sono stati ricavati dal valore aggiunto al costo dei fattori del settore privato (pubblico per la pubblica amministrazione) a prezzi correnti e ai confini attuali.¹ Per il periodo 1970-83 abbiamo utilizzato il valore aggiunto al costo dei fattori "disaggregato" in 17 settori (agricoltura, costruzioni, energia, minerali e metalli, minerali non metalliferi, chimica, meccanica, mezzi di trasporto, alimentari, tessile, legno e carta e altri, trasporti, commercio, servizi vari, credito, fabbricari, amministrazione pubblica e altri servizi non vendibili). La serie della popolazione è stata ricavata da Ercolani² per il periodo 1861-1960, e da Isco³ per gli anni 1960-70 e 1970-89.

La serie del prodotto calcolata mediante l'indice a catena annuale, sia di tipo Paasche che Laspeyres, come c'era da attendersi per via dell'evoluzione dei prezzi relativi e della variazione dei pesi settoriali nel tempo, presenta un tasso annuo di crescita più accentuato della corrispondente serie calcolata a prezzi costanti (tabb. 1 e 2; figg. 1 e 2). Occorre forse ricordare che il confronto con l'indice a prezzi costanti è valido solo per quei periodi in cui l'anno base della deflazione non cambia: nel nostro caso questo limita l'omogeneità del confronto al solo periodo 1861-1951. Dovremmo quindi attenderci un basso scostamento tra gli indici negli anni 1951-89, anch'essi calcolati "a catena" (con cambio di prezzi base cioè), e una più sostanziale rivalutazione per il periodo precedente.

Il confronto tra le serie (tab. 3) conferma tale aspettativa. Si può sostenere infatti, che la rivalutazione media dell'indice del Pil calcolato col criterio Paasche rispetto alla serie a prezzi costanti nel periodo 1897-1989, è di circa lo 0,15 per cento annuo (se escludiamo gli anni di guerra, 1913-27 e 1938-50, tale rivalutazione media scende allo 0,10 per cento). Più consistente appare la revisione con l'indice a catena annuale di tipo Laspeyres

Tabella 1

Indici del valore aggiunto dell'economia italiana al fondo delle due lezioni, al costo dei fattori ai confini italiani

	Indice a prezzi costanti	Indice a valore aggiunto	
		base 1958	base 1958
1861	100,00	100,00	100,00
1862	102,01	102,54	102,32
1863	100,40	100,42	100,55
1864	103,02	103,42	103,39
1865	107,65	108,47	108,46
1866	113,27	113,47	112,46
1867	112,82	112,42	112,72
1868	105,44	107,41	107,31
1869	108,65	109,62	109,76
1870	109,86	110,67	110,29
1871	105,19	105,97	105,11
1872	108,05	108,47	108,72
1873	112,27	113,20	113,43
1874	113,25	112,29	113,16
1875	112,08	116,24	116,16
1876	113,86	114,48	114,95
1877	114,29	117,71	114,71
1878	115,49	116,37	115,44
1879	117,30	118,88	116,91
1880	116,67	117,22	117,75
1881	117,30	118,26	118,96
1882	116,70	117,09	117,33
1883	118,31	118,88	118,52
1884	119,52	119,59	120,31
1885	121,73	122,84	123,72
1886	122,54	123,28	124,02
1887	121,45	122,34	123,05
1888	127,37	127,54	128,54
1889	125,55	126,89	128,04
1890	125,76	128,89	128,92
1891	121,93	124,28	123,99
1892	125,96	127,93	128,81
1893	124,55	125,72	126,85
1894	127,16	128,36	129,67
1895	129,35	131,02	132,55
1896	124,14	122,62	126,39
1897	132,19	134,43	136,03
1898	134,00	135,93	137,46
1899	143,26	145,93	147,24
1900	150,70	154,37	156,74
1901	148,49	151,39	153,52
1902	153,52	157,05	159,12
1903	153,62	156,85	158,93
1904	158,95	162,75	164,59

segue Tabella 1

	Indice a prezzi costanti	Indice a catena annale	
		base 1958	base 1958
1905	162,37	163,76	168,17
1906	178,67	183,51	186,36
1907	178,47	182,82	185,39
1908	189,54	194,84	198,11
1909	180,08	183,95	187,72
1910	193,15	196,76	200,85
1911	195,37	200,45	204,58
1912	205,23	210,66	215,64
1913	203,22	210,11	215,23
1914	211,36	220,68	240,43
1915	251,51	241,52	257,11
1916	259,95	251,12	271,53
1917	251,57	252,41	273,07
1918	241,15	244,39	245,44
1919	259,74	247,58	248,88
1920	201,21	217,18	232,83
1921	213,28	226,94	247,83
1922	205,45	241,38	264,77
1923	229,33	245,82	269,02
1924	245,47	263,53	288,67
1925	247,48	265,79	291,15
1926	241,45	259,71	283,65
1927	259,56	278,20	303,92
1928	267,51	287,34	313,79
1929	253,52	273,62	297,87
1930	251,51	270,23	294,40
1931	257,55	277,18	301,50
1932	257,55	277,80	301,88
1933	257,55	279,83	304,91
1934	281,69	304,89	332,67
1935	281,69	305,82	334,14
1936	301,37	327,45	357,10
1937	303,52	329,78	359,54
1938	325,36	352,74	384,96
1939	327,97	354,17	387,35
1940	323,54	349,23	383,14
1941	319,92	336,59	374,27
1942	289,74	288,17	332,92
1943	235,21	230,36	272,68
1944	184,51	190,79	232,49
1945	241,25	268,04	340,79
1946	283,70	312,76	404,06
1947	299,80	332,31	425,98
1948	321,35	359,35	464,03
1949	348,09	390,49	505,45
1950	374,25	423,41	547,74

	indice a prezzi costanti	In lire a prezzi costanti	
		tipo Luribe	tipo Luribere
prezzi 1954			
1957	174,25	154,11	517,74
1958	388,95	439,47	588,56
1959	415,22	472,40	611,52
1960	429,83	485,50	633,23
1961	458,39	521,90	676,76
1962	478,25	545,11	707,10
1963	502,85	573,36	743,67
1964	527,33	601,40	780,55
1965	567,45	641,26	853,43
1966	596,21	689,37	923,73
1967	622,97	745,51	976,28
1968	659,40	787,09	1031,94
1969	715,37	843,50	1066,46
1970	757,13	894,09	1097,29
1971	793,07	973,04	1135,38
1972	807,42	999,69	1200,00
1973	862,47	981,43	1280,74
1974	917,41	1047,18	1465,17
1975	968,59	1105,34	1438,18
1976	1007,37	1159,23	1508,33
1977	1037,85	1185,13	1536,27
prezzi 1958			
1971	1037,85	1185,13	1536,27
1972	1071,27	1223,57	1586,39
1973	1149,44	1327,25	1659,48
1974	1207,61	1384,21	1723,40
1975	1274,67	1390,71	1733,56
1976	1290,15	1444,17	1843,60
1977	1290,27	1493,65	1903,69
1978	1340,81	1550,09	1975,75
1979	1418,39	1623,67	2091,76
1980	1473,43	1706,76	2174,88
1981	1483,34	1724,03	2190,36
1982	1589,06	1723,72	2194,82
1983	1595,72	1735,04	2215,34
1984	1529,37	1782,31	2275,51
1985	1594,39	1832,09	2335,55
1986	1631,07	1884,32	2393,51
1987	1680,46	1941,90	2463,45
1988	1726,68	2026,77	2559,35
1989	1804,03	2094,97	2637,15

Fonti: nostra elaborazione su dati Istat e Isco.

Fasi percentuali annue di variazione del valore aggiunto dell'economia italiana al livello delle duplicazioni: al costo dei fattori ai confini attuali

	indice a prezzi costanti	In lire a prezzi costanti	
		tipo Luribe	tipo Luribere
prezzi 1954			
1957	174,25	154,11	517,74
1958	388,95	158	517
1959	415,22	161	519
1960	429,83	169	519
1961	458,39	169	519
1962	478,25	169	519
1963	502,85	169	519
1964	527,33	169	519
1965	567,45	169	519
1966	596,21	169	519
1967	622,97	169	519
1968	659,40	169	519
1969	715,37	169	519
1970	757,13	169	519
1971	793,07	169	519
1972	807,42	169	519
1973	862,47	169	519
1974	917,41	169	519
1975	968,59	169	519
1976	1007,37	169	519
1977	1037,85	169	519
1978	1071,27	169	519
1979	1149,44	169	519
1980	1207,61	169	519
1981	1274,67	169	519
1982	1290,15	169	519
1983	1290,27	169	519
1984	1340,81	169	519
1985	1418,39	169	519
1986	1473,43	169	519
1987	1483,34	169	519
1988	1589,06	169	519
1989	1595,72	169	519
1990	1631,07	169	519
1991	1680,46	169	519
1992	1726,68	169	519
1993	1804,03	169	519
1994	1826,77	169	519
1995	1840,97	169	519

segue Tabella 2

Anno	Indice a prezzi costanti	Indice a catena annale	
		base 1957=100	base 1983=100
1906	100	100	100
1907	100	100	100
1908	100	100	100
1909	100	100	100
1910	100	100	100
1911	100	100	100
1912	100	100	100
1913	100	100	100
1914	100	100	100
1915	100	100	100
1916	100	100	100
1917	100	100	100
1918	100	100	100
1919	100	100	100
1920	100	100	100
1921	100	100	100
1922	100	100	100
1923	100	100	100
1924	100	100	100
1925	100	100	100
1926	100	100	100
1927	100	100	100
1928	100	100	100
1929	100	100	100
1930	100	100	100
1931	100	100	100
1932	100	100	100
1933	100	100	100
1934	100	100	100
1935	100	100	100
1936	100	100	100
1937	100	100	100
1938	100	100	100
1939	100	100	100
1940	100	100	100
1941	100	100	100
1942	100	100	100
1943	100	100	100
1944	100	100	100
1945	100	100	100
1946	100	100	100
1947	100	100	100
1948	100	100	100
1949	100	100	100
1950	100	100	100
1951	100	100	100

segue Tabella 2

Anno	Indice a prezzi costanti	Indice a catena annale	
		base 1957=100	base 1983=100
1957	100	100	100
1958	100	100	100
1959	100	100	100
1960	100	100	100
1961	100	100	100
1962	100	100	100
1963	100	100	100
1964	100	100	100
1965	100	100	100
1966	100	100	100
1967	100	100	100
1968	100	100	100
1969	100	100	100
1970	100	100	100
1971	100	100	100
1972	100	100	100
1973	100	100	100
1974	100	100	100
1975	100	100	100
1976	100	100	100
1977	100	100	100
1978	100	100	100
1979	100	100	100
1980	100	100	100
1981	100	100	100
1982	100	100	100
1983	100	100	100
1984	100	100	100
1985	100	100	100
1986	100	100	100
1987	100	100	100
1988	100	100	100
1989	100	100	100

Fonte: nostra elaborazione su dati Istat e Iaco.

Indici del valore aggiunto dell'economia italiana al lordo delle duplicazioni, al costo dei fattori ai confini italiani, 1861-1989

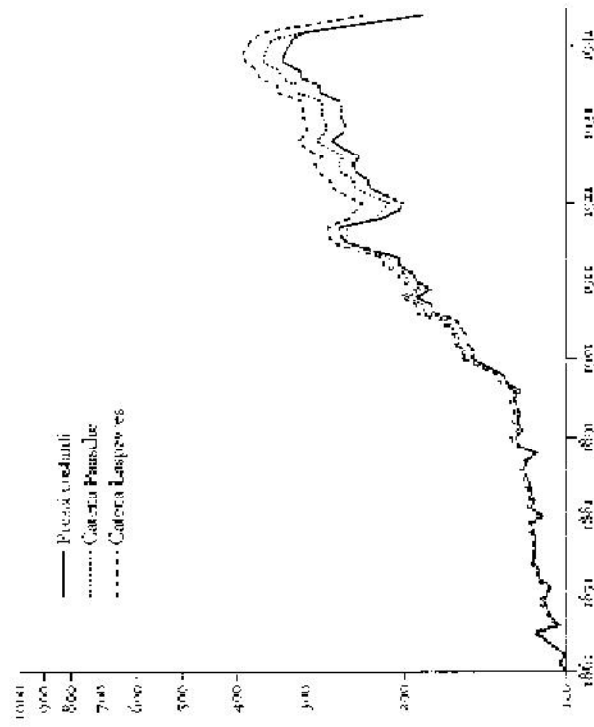
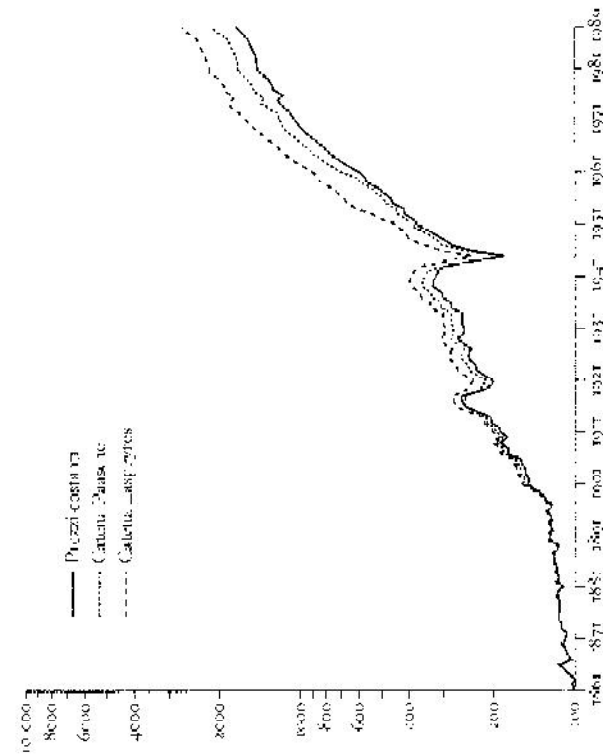


Figura 2

Indici del valore aggiunto dell'economia italiana al lordo delle duplicazioni, al costo dei fattori ai confini italiani, 1861-1989



che, sempre negli anni post-1897, arriva allo 0,27 per cento. È noto che si verificano sistematiche divergenze tra gli indici Paasche e Laspeyres se esistono correlazioni, positive o meno, tra prezzi e quantità. Nel nostro caso, la divergenza percentuale tra i due criteri praticamente si annulla, oscillando tra 0,03 e 0,07, se escludiamo i periodi di guerra, quando l'indice a catena annuale di tipo Laspeyres sopravanza il corrispondente Paasche di 0,88 (tra il 1913 e il 1921) e di 1,34 (tra il 1938 e il 1951) punti percentuali.

Poiché il quoziente tra i due indici a catena rimane costante negli anni di pace, le differenze essendo tutte concentrate nei periodi bellici, possiamo sostenere che, quale che sia il criterio di costruzione dell'indice adottato, la rivalutazione media del tasso di crescita composto annuo del prodotto è dello 0,10 per cento.² Fatta salva l'opinabilità della scelta del criterio nella costruzione dell'indice, nel prossimo paragrafo ci concentriamo sul confronto tra le serie a prezzi costanti e l'indice a catena annuale costruito secondo il criterio Paasche.

7. Analisi per periodi

L'indice a catena annuale Paasche rivaluta, rispetto all'analogo indice a prezzi costanti a catena di tre anni poliennali, il

Tabella 3

Saggi annuo composti di variazione degli indici a prezzi costanti e a catena annuali (prezzi costanti)

	Indice a catena poliennale	Indice a catena annuale	
		tipo Paasche	tipo Laspeyres
1861-1989	1,64	1,76	1,95
prezzi costanti: 1948			
1861-1951	0,78	0,91	1,19
1861-1897	0,01	0,03	0,05
1897-1913	2,14	2,24	2,37
1913-1921	0,05	0,41	1,29
1921-1938	1,55	1,69	1,65
1938-1951	0,28	0,58	2,02
prezzi costanti: 1963			
1951-1971	4,68	4,71	4,77
prezzi costanti: 1985			
1971-1985	2,65	2,77	2,77

trend di crescita e accentua l'ampiezza delle fluttuazioni cicliche, la cui deviazione *standard* aumenta in media di quasi l'8 per cento, pur rispettando la cronologia dei cicli brevi individuati in Fua.³⁰ Posto pari a 100 il valore dell'anno iniziale, i dati pro capite delle serie a prezzi costanti a catena di tre anni (poliennali e a catena annuale indicano, per l'anno finale, valori, rispettivamente, di 820 e 953. Mentre la serie pro capite a catena poliennale sull'intero periodo presenta un saggio composto annuo di variazione di 1,64 per cento, la corrispondente serie valutata con l'indice a catena annuale viene rivalutata di circa 0,72 punti percentuali (tab. 3); rivalutazione che diviene più sensibile (0,15 per cento) se limitiamo il confronto al periodo successivo al 1897, anno di inizio dello sviluppo economico moderno nel senso di Kuznets.

Esiste quindi una sostanziale uniformità delle valutazioni a prezzi costanti e mediante l'indice a catena annuale per il periodo 1861-97. In tali anni infatti, quale che sia il metodo di confronto intertemporale utilizzato, la relazione tra prezzi e quantità è troppo modesta per essere apprezzata, in conseguenza del fatto che le quantità variano assai poco. Comunque, ai fini di ciò che ci interessa, il periodo precedente lo sviluppo capitalistico non rappresenta la fase più rilevante: è infatti solo dopo il 1897, in concomitanza con il periodo di sviluppo economico moderno, che il metodo di valutazione impiegato influenza i risultati. Per gli anni successivi al 1897, l'indice a catena annuale presenta una rivalutazione che, soprattutto negli anni di guerra, diviene apprezzabile anche riguardo all'ampiezza delle fluttuazioni cicliche.

Tra il 1913 e il 1921 infatti, le due serie differiscono notevolmente; in particolare, nel 1920 la contrazione del prodotto valutata mediante l'indice a catena annuale Paasche è dimezzata rispetto alla serie a prezzi costanti. Dopo il 1921, e fino al 1938, la rivalutazione della serie si assesta attorno ai valori del periodo precedente (+0,14 per cento). Ma è di nuovo nel periodo bellico, tra il 1942 e il 1946, che ritroviamo una sensibile differenza nei tassi di variazione. Se però nella prima guerra mondiale l'indice a catena annuale corregge soprattutto il valore dei tassi di variazione in recessione, tra il 1942 e il 1946 la revisione coinvolge tanto la contrazione quanto la successiva ripresa del prodotto reale. Dopo il 1950 il calcolo del prodotto interno mediante l'indice a catena annuale ribadisce la rivalutazione della serie, seppure in misura inferiore ai periodi precedenti per via del concatenamento effettuato con il cambio della base di deflazione della serie a prezzi costanti.

In generale, l'andamento del prodotto pro capite valutato mediante l'indice a catena annuale è, se misurato in livelli, sempre più elevato del corrispondente indice a prezzi costanti 1938, con quattro eccezioni: 1889, 1881, 1917-18, 1943-44. Nei primi due casi, si tratta comunque di cadute eccezionali del prodotto (-0,81 e -7,25 per cento rispettivamente) che riducono tali eventi a casi del tutto particolari, e pertanto marginali. Del tutto diversa è l'interpretazione delle divergenze degli anni di guerra, su cui conviene soffermarsi.

Come abbiamo visto, le valutazioni delle serie divergono di poco fino al 1913, ma mentre tra il 1915 e il 1918 la serie a prezzi costanti cresce più velocemente di quella a catena (30,3 contro 21,8 per cento), nel 1919-20 la caduta della prima è più accentuata (-24,7 e -17,6 per cento rispettivamente). La costruzione dell'indice a catena annuale Paasche consente di attribuire a ciascun anno di produzione il contributo effettivamente apportato alla variazione complessiva del prodotto (paragrafo 5). Applicando tale metodologia, siamo in grado di attribuire la variazione complessiva del prodotto tra il 1913 e il 1918 quasi per intero all'aumento della pubblica amministrazione (tab. 4). Analogamente, nel 1919 il calo del prodotto è imputabile per oltre tre quarti alla contrazione del settore pubblico (-8,58 per cento) mentre agricoltura (-2,53 per cento) e trasporti (-1,68 per cento) si dividono la parte restante. Nel 1920 prosegue il contributo negativo del settore pubblico (-6,56 per cento) contrastato stavolta da quello positivo di agricoltura (2,66 per cento) e servizi (1,18 per cento). I difformi andamenti dei tassi di crescita delle due serie, dovuti quasi per intero alle differenti valutazioni del contributo nel settore pubblico nel 1917 e nel biennio 1919-1920 (cfr. tab. 4), conducono a una prima sostanziale divergenza nei livelli degli indici. Divergenza che, dal 1921 in avanti, si allarga al tasso annuale composto di 0,14 per cento fino al 1938; poi, di nuovo, nell'immediato dopoguerra, si ha un "salto" nelle serie.

A differenza di quanto accade durante la prima guerra mondiale, la caduta del prodotto pro capite tra il 1938 e il 1945 è grosso modo equivalente, quale che sia il metodo di deflazione adottato (-41,92 per cento per la serie a prezzi costanti, e -44,61 per cento con l'indice a catena annuale); inoltre, il principale contributo alla contrazione del prodotto non deriva dalla pubblica amministrazione. La differenza più rilevante tra le valutazioni delle serie è relativa alla ripresa postbellica che appare molto più rapida con l'indice a catena annuale (tra il 1945 e il 1949 l'indice a catena annuale mostra un aumento pari a 82,73 per cento, mentre a prezzi costanti l'incremento complessivo è

di 69,46 per cento). Oltre il 70 per cento di tale differenza si concentra nel 1946 quando i contributi (assai sottovalutati nelle serie a prezzi 1938: cfr. tab. 4) di agricoltura (11,14 per cento), manifattura (21,3 per cento) e, in parte, commercio (5,09 per cento), spingono il prodotto ad una crescita di oltre il 40 per cento.

Dal 1949, anno in cui il prodotto pro capite supera il livello del 1938, in avanti le serie continuano a divergere fino a che il loro rapporto giunge, nel 1989, al valore di 1,16.

8. Considerazioni in conclusione

La letteratura sugli indici a catena ha evidenziato l'esistenza di due consistenti vantaggi nell'utilizzazione di un metodo a catena rispetto alla riduzione a prezzi costanti: i) la scelta della

formula di deflazione, e quindi le ipotesi retrattanti alla relazione prezzi-quantità, diviene meno cruciale; ii) un indice a catena annuale incorpora automaticamente quegli effetti derivanti dalla modificazione dei pesi settoriali che inevitabilmente occorrono in lunghi periodi di tempo.

Nel paragrafo 2 abbiamo argomentato a favore di un indice a catena annuale di tipo Paasche che ci è sembrato più rispondente alle esigenze di confronti intertemporali di prodotti spesso divisi da lunghi intervalli. La costruzione e l'applicazione ai dati del Pil italiano tra il 1861 e il 1989 hanno costituito l'obiettivo di questo lavoro. Il confronto con il prodotto a prezzi costanti 1938 ha fornito indicazioni omogenee che si possono riassumere in: i) non esiste alcuna apprezzabile differenza tra la valutazione a catena, di tipo Laspeyres o Paasche, e a prezzi costanti per il periodo di sviluppo precapitalistico (1861-97); ii) ad eccezione dei periodi di guerra (1913-21 e 1938-43), quando la divergenza tra la serie a prezzi costanti e gli indici a catena annuali è in media dello 0,4 per cento per il Paasche, e di 1,5 per cento per il Laspeyres esiste una rivisitazione del Pil a favore dell'indice a catena annuale, comunque calcolato, attorno allo 0,10 per cento; iii) la divergenza tra gli indici a catena annuale Paasche o Laspeyres è tutta racchiusa negli anni di guerra.

Le differenze più appariscenti sono concentrate quindi nei periodi di forte variazione dei prezzi relativi, e il nuovo indice modifica il profilo temporale del trend di crescita accentuando, ma senza alterarne la datazione, le fluttuazioni cicliche.

Va da sé che questo lavoro deve essere inteso come un primo, modesto passo verso una riconsiderazione del problema dei confronti intertemporali del reddito, e in tal senso costituisce una illustrazione di una possibile ragionevole alternativa ai metodi comunemente impiegati.

Dipartimento di Economia, Università di Ancona.

Dipartimento di Metodi quantitativi e Teoria economica, Università "G. D'Annunzio" di Pescara.

¹ Istat, *Indagine statistica sulla riduzione del reddito nazionale in Italia dal 1861 al 1956*, *Anzali di statistica*, serie 8, vol. 9 (Roma, 1957).

² O. Vitali, "La stima del valore aggiunto a prezzi costanti per ramo di attività", in G. Fuà (a cura di), *Lo sviluppo economico in Italia*, vol. 3 (Milano, 1969, 1978).

³ P. Ercolani, "Documentazione statistica di base", in Fuà (a cura di), *Lo sviluppo economico in Italia*, vol. 3.

⁴ O. Vitali, "La stima del valore aggiunto".

Tabella 4

Scomposizione del saggio percentuale annuo di variazione dell'indice a catena annuale Paasche in carattere trend e dell'indice a prezzi costanti 1938 (in carattere casuale); anni 1913-20 e 1942-46

	Agricoltura	Industria	Servizi	Indice a catena annuale	Totale
1913	-3,69	4,36	0,96	3,16	9,79
	-3,69	5,70	1,19	6,99	11,88
1916	2,70	-0,01	-0,88	7,23	9,04
	2,12	5,21	-0,74	9,03	10,62
1917	-0,17	-3,45	-1,17	4,96	-0,17
	-0,10	-3,82	-1,22	7,30	3,20
1918	0,50	-1,26	-0,03	0,92	0,52
	0,62	-5,94	-0,39	2,48	0,78
1919	-2,83	0,23	-0,21	-8,58	-11,30
	-1,85	-0,31		-13,38	-15,53
1920	2,66	-0,40	1,13	-6,56	-3,12
	1,69	-0,36	1,43	-10,25	-7,27
1942	-4,46	-2,86	0,99	2,57	-3,76
	-2,60	-3,47	1,43	3,41	-1,24
1943	-5,32	-2,98	-7,55	3,77	-14,46
	-3,21	-6,13	-7,73	7,45	-0,43
1944	-1,53	-0,02	-9,71	0,20	-20,05
	-0,75	-2,81	-9,73	0,56	-17,72
1945	-2,57	-6,46	-2,33	-5,82	-17,18
	-1,30	-4,34	-2,17	-12,89	-21,77
1946	11,14	23,04	8,26	-3,96	40,49
	6,51	20,77	9,92	-5,20	31,99

GIUSEPPE CONTI

Finanza di impresa e capitale di rischio in Italia
(1870-1939)*1. *Innovazione, adattamento e riorganizzazione del sistema finanziario: una premessa*

L'innovazione costituisce un potente mezzo concorrenziale anche in campo finanziario, con due differenze principali rispetto all'innovazione tecnologica: non è brevettabile e pertanto si diffonde a costo nullo tra gli operatori (a parte eventuali costi di informazione e di organizzazione); ha bisogno di un forte supporto fiduciario per riscuotere successo. Le ondate di innovazioni finanziarie si diffondono con maggiore facilità rispetto a quelle tecnologiche generando gravi situazioni schumpeteriane di disequilibrio ("distruzione creatrice"), accentuate e non riassorbite dalla stessa velocità di trasmissione dell'innovazione; nel contempo, aumentano la fragilità dell'intera struttura finanziaria, indebolendo le tendenze collusive e conservative proprie dei mercati creditizi.

Alla lunga un ambiente finanziariamente instabile trasferisce sulle imprese rischi crescenti di solvibilità e di perdita di controllo sulla gestione. In mancanza di innovazioni istituzionali (o "di processo"), che ricreino comportamenti cooperativi e fiduciosi all'interno di nuove gerarchie d'affari, le innovazioni "di prodotto" tendono a sgretolare la coerenza interna di un sistema finanziario, con una perdita progressiva del grado di fiducia generale.

Innovazioni finanziarie di vasta portata, come la società per azioni o un nuovo tipo di banca o di mercato creditizio, per po-

* Ringrazio T. Fantani, E. Giannetti, P. Hertzner, G. Mori e V. Zamagni che hanno letto e commentato una prima versione di questo lavoro. Con M. de Cecco ho avuto varie estensive conversazioni in precedenza. Ringrazio A. Barzaghi per la lezione sulla banca universale tedesca tenuta nell'ambito del gruppo Fi.St.Mo. nel 1987 e per le indicazioni bibliografiche fornitemi. Con questo non intendo renderli in alcun modo responsabili di quanto ho scritto.

¹ G. Foa, *Formazione, distribuzione e sviluppo del reddito dal 1860: l'analisi statistica* (Bologna, 1972). Si veda anche G. Foa, *Lo sviluppo economico in Italia*, vol. 1 (Milano, 1981, 1993).

² Foa, *Formazione, distribuzione e sviluppo del reddito*, p. xii. Si veda anche Foa, *Lo sviluppo economico in Italia*, p. 213.

³ Foa, *Lo sviluppo economico in Italia*, pp. 365-384.

⁴ A. Michlison, "A Review and Estimate of the Italian Economic Crisis 1911", in *Quarterly Review* (1991).

⁵ Per esempio così procede Modigliani (1941) nella sua revisione della serie italiana 1860-1984. Anche la serie "compendiosa" 1860-1987 presentata in Foa (Formazione, distribuzione e sviluppo del reddito) è orientata con lo stesso procedimento.

⁶ L'idea è antica e compare già, appena accennata, in uno scritto di A. Marshall ("Revenues for the Fluctuation of the General Level of Prices", in *Memorials of Alfred Marshall*, London, 1933, p. 208 nota 2). È stata sviluppata sistematicamente e approfondita da F. Thiéry ("L'indice monétaire et la théorie de la monnaie", in *Revue d'économie politique*, 1935), nel quadro di un ambizioso progetto di teoria monetaria, e ha ricevuto importanti elaborazioni tecniche successive ad opera di vari autori, le quali hanno limitato l'applicazione quindici nella produzione di serie statistiche ufficiali. Un'utile e talvolta critica della "difficoltà concettuale" si trova in F. G. Forsyth e R. F. Frowder ("The Theory and Practice of a Price Index Numbers", in *Journal of Royal Statistical Society*, 1981). Va precisato che il lavoro finora compiuto, nella teoria e nella pratica, su questo tipo di indice è stato prevalentemente orientato verso la misura del livello dei prezzi, anziché verso il problema sennò delle misurazioni del prodotto.

⁷ Una volta imbutocata questa strada, si può essere tentati di escludere la valutazione in "prezzi convenzionali" alle singole transazioni, nel prodotto. Per esperienza, ad esempio, il prodotto dell'agricoltura 1870-1939 in prezzi convenzionali 1939 si prende il prodotto dell'agricoltura 1870 a prezzi correnti e lo si moltiplica per il rapporto tra Pil 1870 in lire convenzionali 1939 e Pil 1870 a prezzi correnti.

⁸ Fucini, "Documentazione statistica".

⁹ Isco, *Quadri della contabilità nazionale italiana: 1970-1989* (Roma, 1993).

¹⁰ Istat, *Indagine statistica sullo sviluppo*. Si veda anche Istat, *Problemi relativi alla deflazione, stasi, recessione e utilizzazione del capitale*, *Annali di statistica*, serie 8, vol. 28 (Roma, 1975).

¹¹ Isco, *Quadri della contabilità nazionale italiana: 1970-1989*.

¹² Fucini, "Documentazione statistica".

¹³ Isco, *Quadri della contabilità nazionale italiana: dati fino al 1985* (Roma, 1986). Si veda anche Isco, *Quadri della contabilità nazionale italiana: 1970-1989*.

¹⁴ Il quoziente tra gli indici a catena annuali di tipo Laspeyres e Paasche si mantiene attorno ad 1, tra il 1867 e il 1933, durante la prima guerra mondiale costantemente fino ad arrivare, nel 1920, a 1,1. Accanto a tale valore il quoziente resta fino al 1938, durante la seconda guerra si ha un forte incremento del rapporto che, nel 1950, sfiora di 1,3, valore che ritroviamo poi nel 1989.

¹⁵ Foa, *Lo sviluppo economico in Italia*.