Vecchi e nuovi progressi della statistica per l'economia

a cura di Stefano Usai e Francesco Zollino

UNICApress/ateneo

Partendo dai primi contributi di Maria Giovanna Piras, già ricercatrice presso il Dipartimento di Contabilità nazionale dell'Istat, il volume documenta gli sviluppi più recenti in merito alle fonti e ai metodi impiegati per la stima dei principali aggregati macroeconomici e all'analisi delle loro tendenze. I contenuti si concentrano sui seguenti temi: i) strategia e comunicazione delle politiche di revisione dei conti nazionali e dei sottostanti indicatori, adottate dall'Istat in conformità agli standard europei; ii) nuove fonti e modelli per la loro integrazione nella stima dell'input di lavoro di contabilità nazionale, in modo da garantirne una articolata rappresentazione secondo le diverse componenti, inclusa quella irregolare e territoriale; iii) gli esiti del mercato del lavoro, le tendenze demografiche, la crescita dell'economia italiana nel medio periodo, evidenziando le sfide di politica economica per innalzare la produttività, insieme favorendo la convergenza reddituale tra le regioni; iv) il ricorso a nuove fonti di dati e tecniche econometriche per preservare l'accuratezza delle previsioni di breve termine nonostante i recenti eventi eccezionali che hanno rafforzato la trasmissione di fattori globali alle condizioni cicliche in un Paese.

UNICApress/ateneo

Vecchi e nuovi progressi della statistica per l'economia

a cura di
Stefano Usai e Francesco Zollino

Cagliari
UNICApress
2025

SEZIONE ATENEO

Vecchi e nuovi progressi della statistica per l'economia
a cura di Stefano Usai e Francesco Zollino

La foto in copertina è di Francesco Zollino

© Singoli autori
CC BY-SA A 4.0 license
(https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/)

Impaginazione e grafica a cura di UNICApress
Cagliari, UNICApress, 2025 (http://unicapress.unica.it)
Università degli Studi di Cagliari

ISBN cartaceo: 978-88-3312-163-5
ISBN online: 978-88-3312-168-0
DOI: 10.13125/unicapress. 978-88-3312-168-0

INDICE

9 Prefazione, *Stefano Usai e Francesco Zollino*

13 L'analisi delle revisioni nei conti nazionali: costi e benefici per produttori e utenti, *Laura Bisio*

31 Revision Analysis of Italian Quarterly National Accounts, *Maria Giovanna Piras*

45 Revision Policy and Revision Analysis in Short-term Statistics at Istat: Recent Developments in Standardization and Communication Innovations, *Maria Giovanna Piras and Daniela Tuzi*

57 L'integrazione delle fonti per la stima dell'occupazione nei conti nazionali, *Francesca Tartamella*

75 Misure e indicatori dell'input di lavoro trimestrale, *Alessandra Baldassarini, Danilo Birardi e Maria Giovanna Piras*

113 Analisi socio economica e territorio: il caso dei sistemi locali del lavoro, *Alessandro Faramondi e Maria Giovanna Piras*

131 Declino demografico, lavoro e crescita economica in Italia, *Andrea Brandolini*

167 Convergenza economica tra le regioni italiane. Evidenza empirica, *Maria Giovanna Piras*

191 L'evoluzione del fondo sociale europeo tra obiettivi di equità ed equilibrio politico, *Maria Giovanna Piras e Francesco Zollino*

211 Le previsioni di breve termine tra nuove fonti di dati e nuovi modelli, *Roberta Zizza*

235 La previsione a breve termine dell'indice di produzione industriale nei principali paesi europei. Un modello con legami internazionali, *Giorgio Bodo, Enrico Giovannini e Maria Giovanna Piras*.

Prefazione

Il numero è la realtà
e tutto ciò che non è nel numero
non esiste nella realtà

Pitagora – VI secolo a.C.

L'appello a fondare le proprie valutazioni sull'analisi dei dati per distinguerle dalle semplici opinioni è sempre più ricorrente nel dibattito pubblico di questi tempi recenti. Tuttavia, il rapido aumento della mole di dati prodotti e accessibili che riscontriamo quotidianamente, grazie alle tecnologie digitali, rende ancora più severa la necessità di vagliare la qualità dell'informazione e la capacità di interpretarla nel modo più corretto e comprensibile, diremmo "falsificabile" per approssimare il canone scientifico codificato da Popper.

La sfida è ancora più impegnativa considerando che il contesto di riferimento cambia continuamente sulla spinta del rapido progresso delle tecnologie, che apre nuove opportunità ma anche nuovi rischi, insieme con l'evoluzione delle normative e delle relazioni tra i diversi livelli di governo, di quelli locale e centrale all'interno di un Paese come di quelli europeo e globale. Tutti insieme questi fattori incidono, in misura variabile, sull'ambiente sociale ed economico in cui si collocano le scelte individuali e quelle collettive, rendendo più complessa la formazione di una decisione e la verifica che essa sia la migliore, tra quelle possibili, per il benessere di tutti.

In questa prospettiva le statistiche ufficiali ricoprono un ruolo cruciale per guidare e motivare le scelte nell'articolato contesto in cui vanno assunte, spesso in tempi rapidi per contrastare risvolti indesiderati. Esse stesse sono esposte alle più ampie opportunità di fonti e metodi

offerte dalle nuove tecnologie, come anche alle insidie di riuscire ad abbracciare la complicata dinamica delle nuove realtà preservando comunque elevati standard di rappresentatività, affidabilità e trasparenza nel misurare un fenomeno nelle sue mutevoli manifestazioni. È questo un requisito essenziale per potere analizzare le relazioni tra i numerosi fattori, nazionali e internazionali, che interagiscono nel determinare le condizioni ora di benessere, ora di disagio di un intero Paese, con il rischio di allargare il divario nelle opportunità economiche e sociali tra le categorie della popolazione e tra le aree geografiche.

Questo volume raccoglie alcuni contributi sugli sviluppi recenti in merito ai principali temi di statistica e di economia affrontati in passato da Maria Giovanna Piras: nel suo percorso formativo, che è iniziato nell'Università di Cagliari e si è completato in un'altra isola, presso l'*Economics Department* dell'Università di Southampton (Regno Unito); in quello professionale, che si è arricchito di tappe in diverse aree dell'Istat prima di approdare nel suo ultimo incarico, durato oltre venti anni, presso il Dipartimento di contabilità nazionale.

La struttura del volume è organizzata in tre sezioni. La prima è dedicata all'evoluzione delle fonti e dei metodi impiegati in alcuni campi della statistica, con particolare riferimento alla contabilità nazionale e agli indicatori sottostanti che l'Istat aggiorna regolarmente sulla base di standard armonizzati dal Consiglio europeo. Dapprima si affronta il tema delle revisioni che si rendono necessarie per garantire che il sistema integrato dei conti nazionali sia in grado di rappresentare nuove tendenze del quadro macroeconomico, nel contempo riducendo le distorsioni dovute a pure imperfezioni tecniche e rafforzando la tempestività nell'impiego di nuove informazioni. Segue una disamina delle tecniche di stima dell'input di lavoro nelle sue diverse definizioni e componenti, inclusa quelle territoriale e irregolare, a partire dalle prime misurazioni del monte delle ore lavorate in aggiunta al numero delle persone occupate. La disponibilità di nuove fonti di dati e il progresso nei metodi impiegati nella loro integrazione per la stima dei conti nazionali consentono una più articolata rappresentazione degli esiti del mercato del lavoro per le diverse categorie di persone, posizioni occupazionali e contratti, tracciandone nel contempo gli effetti sui redditi e, in definitiva, sulle condizioni di benessere.

La seconda sezione approfondisce il tema dell'occupazione collocandolo nell'ambito più ampio delle difficili prospettive demografiche che pesano soprattutto in Italia e delle conseguenze per il potenziale di crescita del Paese. Dapprima si illustra una stima quantitativa

del margine inutilizzato di input di lavoro nell'economia italiana e si sottolinea come la sua attivazione, anche tramite incisive politiche per l'acquisizione delle competenze richieste dal nuovo paradigma delle tecnologie digitali, potrebbe compensare gran parte dell'effetto negativo sulla crescita derivante dalle sfavorevoli dinamiche demografiche già in corso e attese nei prossimi decenni – per quanto rimanga ineludibile un aumento della produttività. Quindi sono richiamate le prime evidenze della difficile convergenza reddituale tra le diverse regioni e alcune riflessioni sul possibile contrasto che potrebbe derivarne dal pieno ricorso agli strumenti di coesione sociale, più recentemente rafforzati dagli interventi del Piano nazionale di ripresa e resilienza (PNRR).

La terza sezione si sofferma sull'esigenza di disporre di nuove e più affidabili informazioni allo scopo di preservare nel tempo l'accuratezza dell'analisi e delle previsioni delle condizioni cicliche di un'economia, con riferimento alle grandezze reali (e.g. Pil a valori concatenati e produzione industriale) e a quelle nominali (e.g. prezzi al consumo e prezzi delle case). Il nuovo fabbisogno di informazioni, in parte stimolato dalla disponibilità di più avanzati metodi di stima (e.g. modelli a fattori, big data), è particolarmente oneroso laddove le proprietà statistiche degli indicatori tradizionalmente impiegati risentono del succedersi di eventi eccezionali, come è accaduto di recente con la prolungata crisi del debito sovrano, i cui effetti sono stati particolarmente pesanti in paesi come l'Italia, poi con la crisi sanitaria da Covid-19, infine con le ricadute su inflazione e approvvigionamento di materiali dovute all'aggressione dell'Ucraina da parte della Russia e della più ampia instabilità geopolitica che ne è seguita. La natura globale di questi due ultimi shock ha reso ancora più rilevante che in passato la necessità di includere i legami internazionali nei modelli di analisi e previsione di un Paese oppure di un'area economica, anche a supporto delle politiche economiche, in primis di quelle monetaria e del bilancio pubblico.

* * *

Una sezione ideale, che non rientra nella stampa del volume ma ne rappresenta la principale motivazione, segna la traccia sommersa che lega i nuovi e i vecchi contributi di statistica per l'economia, come anche i loro rispettivi autori: stima e amicizia nel condividere con Gianna l'impegno scientifico come stimolo alla conoscenza a più ampio rag-

gio, che includa le ragioni di sorrisi e speranze delle persone come le possibili soluzioni alle barriere che ne limitano il futuro.

La precisione e il metodo della misura quantitativa insieme con l'imprevedibile profondità delle emozioni e l'indefinito gusto delle occasioni quotidiane, sempre manifestate da Gianna tra fatiche e traguardi nell'ambito sia privato sia professionale, sono una rassicurante conferma che la ricerca delle idee e quella delle persone, della loro comprensione, si sorreggono l'un l'altra quando le anima l'attrazione spassionata della scoperta e delle sue ricadute per il valore di tutti prima ancora che di quello individuale. Ne è ulteriore testimonianza l'immediata disponibilità degli autori a sottrarre preziose giornate alle loro agende per completare i saggi raccolti in questo volume come anche a ritrovarsi nella "terra dei Sardi" per illustrarne i principali risultati in un workshop dedicato, che si è tenuto il 13 dicembre 2024 presso la Facoltà di Scienze Economiche, Giuridiche e Politiche dell'Università di Cagliari.

Agli autori e alle autrici, al Rettore dell'Università e a tutte le persone che nei vari ruoli hanno reso possibile questa iniziativa va il nostro vivo ringraziamento.

Stefano Usai e Francesco Zollino

"…ho visto tutte le contraddizioni della vita
...il più e il meno
...le immagini da tenere in mente per capire meglio
chi siamo e soprattutto come viviamo
...le immagini da tenere in mente per sorridere un po' di più"

Maria Giovanna Piras

L'analisi delle revisioni nei conti nazionali: costi e benefici per produttori e utenti

Laura Bisio[1]

Istat – Istituto nazionale di statistica

Introduzione

La diffusione di dati statistici relativi all'andamento degli aggregati economici nazionali da parte degli Istituti Nazionali di Statistica (INS) riveste un ruolo cruciale per orientare le decisioni di una vasta gamma di attori economici, sia pubblici (come decisori politici e banche centrali) sia privati (tra cui imprese e investitori finanziari). La qualità della statistica ufficiale è suscettibile di influenzare l'efficacia delle politiche di governo e monetarie, l'andamento dei mercati finanziari (Schnabel, 2020) nonché la valutazione dell'impatto degli interventi di policy, con implicazioni significative sul benessere economico e sociale dei cittadini.

I Conti Economici Trimestrali (CET) pubblicati in Italia dall'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) offrono una rappresentazione periodica dell'andamento del sistema economico nel suo complesso, con aggiornamenti su base trimestrale (ISTAT, 2024), rispondendo alle esigenze di tempestività e accuratezza[2] richieste dagli utenti. Tali esigenze impli-

[1] Le opinioni contenute in questo contributo sono espresse dall'autrice a titolo esclusivamente personale e non coinvolgono l'Istituzione di appartenenza. L'autrice ringrazia Donatella Tuzi per i preziosi commenti e le indispensabili integrazioni.

[2] Con "tempestività" si definisce l'intervallo temporale, misurato in termini di giorni, intercorrente tra la fine del fenomeno rilevato e la diffusione dei dati riferiti al fenomeno stesso. L'accuratezza si riferisce alla prossimità tra il valore stimato e il valore (ignoto) vero del fenomeno.

cano un inevitabile *trade-off* gestito attraverso un processo di rilascio a due fasi: dapprima viene diffusa una stima tempestiva ("preliminare"), pubblicata entro 30 giorni dal termine del trimestre di riferimento; successivamente, viene rilasciata una stima più accurata ("definitiva"), disponibile entro 60 giorni, basata su un set informativo più ampio. La differenza tra la stima definitiva e quella preliminare costituisce la "revisione" del dato. Più tale differenza è contenuta, maggiore è la percezione di affidabilità delle stime preliminari.

I concetti di *accuratezza* e *affidabilità*, assieme a quelli di chiarezza e accessibilità dell'informazione statistica costituiscono alcune tra le principali dimensioni della qualità del dato statistico, secondo diverse classificazioni sviluppate dagli organismi internazionali. Accanto a quelli di integrità, solidità metodologica e funzionalità, essi sono parte del "*Data Quality Assessment Framework*" per la valutazione della qualità dei dati statistici prodotti dai paesi, sviluppato dal Fondo Monetario Internazionale (FMI, 2012). O ancora, essi sono inclusi tra i 16 princìpi chiave del "Code of Practice", adottato da Eurostat (Eurostat, 2017) per la regolamentazione di processi statistici e risultati nel contesto del Sistema Statistico Europeo. A livello nazionale, il Codice Italiano delle Statistiche Ufficiali, recentemente rivisto dal Comstat (direttiva n. 23/2022), si pone come obiettivo la promozione dell'uso delle pratiche e dei metodi migliori per la garanzia di un'elevata qualità dei dati prodotti (Istat, 2023).

Da questa prospettiva, l'analisi delle revisioni rappresenta uno strumento cardine per elevare la qualità dell'informazione statistica prodotta. Da un lato, è indispensabile per comprendere le cause all'origine delle revisioni offrendo la possibilità ai produttori dei dati di minimizzare le revisioni future (migliorandone l'affidabilità) mediante un *fine-tuning* dei processi di produzione, dall'altro favorisce la comprensione e l'interpretazione dei dati da parte degli utenti (migliorandone l'accessibilità). In questo contesto, l'analisi delle revisioni permette, inoltre, di cogliere più correttamente i possibili segnali derivanti da nuove informazioni che diventano disponibili nel tempo successivamente alle stime preliminari dei dati economici, distinguendoli dal ruolo delle componenti di puro rumore che influenzano la produzione dei dati (Piras, 2015).

Perché le revisioni nei conti economici trimestrali

Le revisioni dei CET sono insite nella natura stessa di questi dati (Lupi e Peracchi, 2003), i quali rappresentano il funzionamento dell'economia nel suo insieme e sono ottenuti per mezzo di metodi indiretti di stima (Istat, 2024): essi si basano da un lato sulla contabilità nazionale annuale, riflettendone le potenziali fonti di revisione, dall'altro su una varietà di indicatori congiunturali, provenienti da fonti diverse, che sono spesso incompleti e raramente tra loro sincronizzati.

Tuttavia, è noto sia tra i produttori dei dati statistici, sia tra gli analisti che le revisioni non debbano essere considerate un evento negativo di per sé: le serie storiche prive di revisioni non sono necessariamente più accurate (Lupi e Peracchi, 2003) o di qualità superiore (McKenzie, 2006) rispetto a quelle soggette a modifiche periodiche. Nel momento in cui il set informativo alla base delle stime preliminari si arricchisce, vengono identificati e corretti eventuali errori procedurali, oppure si introducono miglioramenti metodologici, i dati precedentemente pubblicati vengono sottoposti a revisione. In questo senso, le revisioni rappresentano un esito naturale del processo volto a garantire la diffusione di informazioni sempre più accurate.

Le revisioni possono essere classificate in base a due elementi: i motivi che le determinano e la cadenza con cui vengono effettuate (Carson, 2004)[3]. Rispetto al primo criterio di classificazione, l'obiettivo è quello di focalizzare l'attenzione sulle fasi del processo di produzione che inducono la revisione, mentre il secondo criterio è legato al momento in cui la revisione viene effettuata. Per quanto riguarda i CET, prevalentemente basati su metodi indiretti di stima per l'estrapolazione delle osservazioni infra-annuali, i fattori all'origine delle revisioni possono essere molteplici. In accordo con la classificazione adottata in ISTAT, fortemente ispirata alle *ESS Guidelines on Revision Policy for PEEIs*[4], le revisioni possono essere schematicamente suddivise come segue:

[3] Si vedano ad esempio le classificazioni fornite in (ONS, 2004) e (OECD, 2016). Inoltre, un'utile rassegna è fornita in Mazzi e Cannata (2008).

[4] Approvate dal Consiglio Europeo nel 2012, le linee guida Eurostat sulla politica di revi-

- revisioni ordinarie: revisioni dei dati annuali, dovute all'ingresso dei dati di fonte statistica strutturale (come ad esempio, i registri statistici); politiche di revisione delle fonti congiunturali (*short-term statistics*); effetto delle procedure di destagionalizzazione; arricchimento del set informativo su cui si basano gli indicatori congiunturali. Si tratta delle modifiche del dato pubblicato implicite nel processo di produzione corrente del dato stesso;
- revisioni straordinarie: revisioni di metodi e/o fonti informative dei conti annuali e/o trimestrali, previste dalle politiche di revisione; revisione dei regolamenti; modifiche occasionali nelle indagini congiunturali (es. cambio base, cambiamenti metodologici). Sono conseguenza di cambiamenti normalmente sostanziali nei dati pubblicati dovuti alla disponibilità di nuove fonti strutturali alla base del calcolo degli indicatori;
- revisioni straordinarie non programmate: sono quelle totalmente assenti da qualsiasi calendario o altra comunicazione preventiva ufficiale, spesso risultato di eventi straordinari (quali ad esempio shock economici, o eventi naturali catastrofici) che potenzialmente minano alcune delle ipotesi di "linearità" su cui si basano vari metodi usati per l'elaborazione dei dati trimestrali (ponderazioni fisse basate sul recente passato, *benchmarking* rispetto ai dati annuali, procedure di destagionalizzazione *model-based*, previsioni *model-based*; Shretsha e Marini, 2013).

L'analisi delle revisioni nella prassi nazionale e internazionale

Secondo una prassi consolidata e promossa dai principali INS e dalle organizzazioni internazionali (ad esempio, Fondo Monetario Internazionale, OECD, Eurostat, ONS), le principali sfide connesse alle revisioni dei dati pubblicati sono gestite mediante una serie di strumenti e buone pratiche (Mazzi e Cannata, 2008) tra cui:

- la realizzazione e il mantenimento di basi di dati "*real-time*" che conservano tutti i rilasci dei dati originariamente pubblicati e le successive revisioni. Questi archivi sono essenziali per monito-

sione dei principali indicatori economici europei (PIEE) si pongono come obiettivo l'armonizzazione delle politiche di revisione tra i paesi del Sistema Statistico Europeo e Eurostat con lo scopo di migliorare la qualità e la comparabilità dei dati macroeconomici nazionali, nonché la qualità complessiva degli aggregati dell'Unione europea e dell'area dell'euro (Eurostat, 2013).

rare i cambiamenti nelle stime nel tempo e facilitare un'analisi sistematica delle revisioni;
- la diffusione di statistiche descrittive che restituiscono la misura delle dimensioni più rilevanti delle revisioni quali, l'ampiezza, la direzione, la variabilità, la frequenza;[5]
- analisi utili all'uso efficiente delle stime preliminari (approccio "news" or "noise") per distinguere se il dato rivisto apporti dell'informazione mancante (news) o invece una correzione (noise) al dato preliminare;
- la diffusione di documentazione chiara e dei metadati contestuali alla pubblicazione dei dati che documentino, ad esempio, la politica di revisione adottata, modifiche metodologiche, fonti delle revisioni straordinarie. Essi sono essenziali per comprendere le cause delle revisioni e quindi evitare che si traggano conclusioni errate sulle revisioni future, sulla base di quelle passate (Lorenz, 2008).
- l'adozione di politiche di revisione esplicite e possibilmente armonizzate tra INS i cui dati confluiscono in dati aggregati, come ad esempio i Paesi membri dell'Unione Europea (Eurostat, 2013).

L' analisi delle revisioni applicata ai dati del PIL nel triennio 2020-2022

Nel triennio 2020-2022, una serie di eventi straordinari – tra cui la crisi legata all'emergenza sanitaria, la successiva ripresa post-pandemica e l'ondata inflazionistica innescata da crescenti tensioni geopolitiche – ha generato ampie fluttuazioni nelle variabili economiche, accentuando l'incertezza che ha caratterizzato l'operato di vari attori economici, dai governi alle imprese e alle famiglie.

In questo contesto, i metodi di stima e previsione alla base dell'elaborazione delle statistiche economiche – tra le quali, i dati della contabilità trimestrale su cui l'esercizio proposto si concentra – hanno affrontato difficoltà significative derivanti non solo dall'eccezionalità in termini di ampiezza degli eventi, ma anche dal loro carattere improv-

[5] MkKenzie and Gamba (2008), nell'ambito della OECD-Eurostat Task Force "Performing Revisions Analysis for Sub-Annual Economic Statistics", forniscono una lista di statistiche (elementari, avanzate e sofisticate) che rispondono ai requisiti informativi per una compiuta analisi delle revisioni dei dati.

viso e imprevedibile, nonché dall'incertezza che ha avvolto le prospettive a breve termine.

L'analisi delle revisioni dei diversi rilasci dei dati economici relativi al periodo compreso tra il primo trimestre del 2020 (2020-T1) e il quarto trimestre del 2022 (2022-T4) permette di identificare alcune dimensioni significative, come l'ampiezza e la direzione delle revisioni. Tali dimensioni offrono una prospettiva utile su come l'informazione statistica sia stata influenzata dagli shock economici recenti, fornendo indicazioni sull'impatto di eventi straordinari e sulla capacità dei sistemi statistici di adattarsi a contesti mutevoli.

A partire dai rilasci delle stime "definitive" (cioè a 60 giorni dalla fine del trimestre di riferimento) del PIL trimestrale destagionalizzato, espresse sia a valori concatenati che a prezzi correnti opportunamente organizzati in "triangoli" (si veda Fig. 1 e Fig. 2 in Appendice), è possibile calcolare diversi indicatori sintetici relativi alle revisioni delle variazioni tendenziali e congiunturali[6].

Nelle tavole 1-2 si riportano alcuni indicatori sintetici relativi all'ampiezza (Revisione Media Assoluta, Revisione quadratica media, Revisione Media Assoluta in termini Relativi), la direzione (Revisione Media, Revisione Mediana, % revisioni segno positivo) e la variabilità (Deviazione standard delle revisioni; range Min-Max delle revisioni), relativi alle revisioni delle variazioni tendenziali trimestrali, calcolate confrontando le stime definitive con quelle rilasciate a 1, 4 e 8 trimestri di distanza[7].

[6] Si riportano in questo breve esercizio, a titolo esemplificativo, una parte delle statistiche descrittive desumibili dallo strumento interattivo disponibile sul sito Istat introdotto nel 2017 e al momento non più interrogabile.

[7] Si rinvia a Istat (2024) per una descrizione dettagliata e puntuale del processo di stima dei conti economici trimestrali, inclusa la relativa politica di revisione. La selezione di queste "*vintages*" – tra le varie possibili - consente di confrontare diversi rilasci di uno stesso periodo temporale, ottenuti sulla base di set informativi progressivamente più completi. In particolare, dopo un trimestre, l'inclusione di informazioni aggiuntive è limitata a quei casi in cui, al momento del primo rilascio, non essendo disponibile l'intero set informativo di breve periodo necessario, le informazioni mancanti sono state sostituite da previsioni ad hoc; dopo quattro trimestri, alcune componenti hanno incorporato le revisioni degli indicatori congiunturali, che aggiornano annualmente le proprie stime; dopo otto trimestri, le stime dei conti economici trimestrali hanno integrato i dati strutturali relativi alle imprese. Funzionale alla valutazione dell'impatto delle informazioni aggiuntive acquisite successivamente al primo rilascio è anche la scelta di considerare le revisioni nelle variazioni tendenziali; l'analisi condotta sulle variazioni congiunturali consentirebbe di analizzare, ad esempio, anche aspetti connessi alla

In merito all'ampiezza delle revisioni, emerge una dinamica che riflette il graduale processo di acquisizione e integrazione delle informazioni strutturali nell'ambito della contabilità nazionale e che risulta indipendente dall'anno considerato (2020, 2021, 2022) o dal tipo di valutazione del PIL. Le revisioni sulle variazioni tendenziali risultano molto contenute dopo un solo trimestre e si ampliano leggermente dopo 4 trimestri, quando viene integrata l'informazione micro-fondata relativa all'anno a-1 (2019, 2020 e 2021, rispettivamente). Il massimo delle revisioni si osserva dopo 8 trimestri, orizzonte entro il quale le informazioni provenienti dalle statistiche strutturali sono pienamente incorporate nei processi di stima per l'anno a-2. Nel triennio considerato, le revisioni più ampie in termini assoluti hanno riguardato il 2021, seguìto dal 2020 e quindi dal 2022, più in termini correnti che in volume. Tuttavia, in termini relativi (RMAR), l'entità della distanza tra le revisioni relative ai 3 anni si riduce (RMAR a 4 trimestri di distanza, è simile per il 2020, 2021, e 2022, indipendentemente dalla valutazione del PIL). A 8 trimestri di distanza, tuttavia, il 2021 si conferma come l'anno che ha subito le revisioni di entità maggiore, sia in termini nominali che in volume. Per quanto riguarda la direzione delle revisioni, i segni della revisione media (RM) e mediana (MeR) mostrano come per il 2020, le stime iniziali del PIL risultano sovrastimate, con successive revisioni al ribasso sia a 4 che a 8 trimestri di distanza; al contrario, gli anni 2021 e 2022 mostrano una tendenza opposta (RM e MeR hanno segno positivo), essendo entrambi oggetto di revisioni al rialzo. Si noti come il 2020 sia stato caratterizzato da un profondo shock negativo, che evidentemente gli indicatori congiunturali a breve termine non sono stati in grado di cogliere a pieno. Al contrario, nel biennio 2021-2022 la ripresa delle attività economiche, sostenuta da misure straordinarie di stimolo introdotte dal Governo, dall'adozione di strategie aziendali non convenzionali e, per gli aggregati nominali, dall'emergere di un significativo fenomeno inflazionistico già dalla fine del 2021, ha assunto un'ampiezza solo parzialmente rilevata dalle fonti di natura congiunturale. In questo contesto la stima a 2 anni mostra una maggior variabilità

destagionalizzazione come la stabilità dei fattori stagionali. Si noti come nei dati disponibili per l'analisi riportata nel testo le *vintages* a due anni dal primo rilascio dei dati trimestrali coprono fino al II trimestre 2022; per i trimestri III e IV del 2022, al posto del rilascio dopo 8 trimestri, si sono considerati i rilasci dopo 7 trimestri.

delle revisioni (DEVST, range MIN-MAX) rispetto a quelle a 1 o 4 trimestri di distanza. L'anno soggetto a maggior volatilità è stato il 2021 (DEVST), seguito dal 2022 e infine 2020, per le valutazioni dell'aggregato a valori sia correnti, sia concatenati.

Per quanto riguarda l'analisi delle revisioni applicata alle variazioni congiunturali di aggregati trimestrali, essa è in grado di evidenziare il grado di stabilità dei fattori stagionali nel momento in cui una nuova osservazione (trimestrale) è disponibile. Infatti, la procedura di destagionalizzazione in uso[8] prevede, dopo l'identificazione dell'opportuno modello reg-ARIMA ad ogni trimestre, l'applicazione di un filtro simmetrico centrato sull'osservazione aggiuntiva, che viene ricalcolato ogni trimestre. Laddove il fattore stagionale associato al trimestre in cui ricade la nuova osservazione si discosti dal fattore stagionale stimato in precedenza, il filtro si modifica, producendo effetti di revisione che riguardano il trimestre corrispondente più recente. Tali effetti di revisione tendono a decrescere man mano che si considerano periodi più indietro nel tempo e sono colti opportunamente confrontando le variazioni congiunturali riferite allo stesso trimestre, derivate da rilasci consecutivi. Si noti che, basandosi l'elaborazione dei CET su metodi indiretti di stima, la revisione osservata sugli aggregati finali, dovuta all'effetto destagionalizzazione, deriva dalla destagionalizzazione applicata agli indicatori congiunturali.

Le Tavole 3-4 mostrano gli indicatori sintetici applicati alle revisioni delle variazioni congiunturali del PIL trimestrale destagionalizzato dal 2020-T1 al 2022-T4. Per quanto riguarda l'ampiezza in termini assoluti, essa è maggiore per il 2020 rispetto al biennio successivo, riflettendo le ampie oscillazioni degli aggregati economici. È interessante tuttavia osservare come le revisioni relative ai trimestri del 2020 risultino contenute a un trimestre di distanza, per poi ampliarsi significativamente sia dopo 4 sia, ulteriormente, dopo 8 trimestri, laddove l'entità del

[8] L'approccio alla destagionalizzazione utilizzato nell'elaborazioni dei CET è quello incorporato nella procedura TRAMO-SEATS (Gómez e Maravall, 1996) implementato nel software JDemetra+. Maggiori dettagli sono disponibili in Istat (2024).

Tavola 1 – Indicatori sintetici sulle revisioni sulle variazioni tendenziali del PIL trimestrale destagionalizzato a valori concatenati

	MAR				RMQ				RMAR				RM				MeR				% revisioni positive				DEVSTD				range_MIN-MAX			
	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022
Stima dopo un trimestre	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	25%	50%	75%	50%	0.1	0.1	0.1	0.2	0.3	0.3	0.4	0.5
Stima dopo un anno (4 trimestri)	0.4	0.6	0.2	0.4	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	-0.2	0.6	0.2	0.2	-0.4	0.7	0.2	0.3	25%	100%	75%	67%	0.4	0.3	0.4	0.2	0.9	0.6	0.4	1.2
Stima dopo 2 anni (8 trimestri)	0.8	1.5	0.4	0.9	0.1	0.8	0.1	0.1	0.10	0.2	0.11	0.1	-0.5	1.2	0.4	0.4	-0.8	1.4	0.4	0.4	25%	75%	100%	67%	0.8	1.4	1.1	0.2	1.6	3.2	0.4	3.8

Tavola 2 – Indicatori sintetici sulle revisioni sulle variazioni tendenziali del PIL trimestrale destagionalizzato a prezzi correnti

	MAR				RMQ				RMAR				RM				MeR				% revisioni positive				DEVSTD				range_MIN-MAX			
	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022
Stima dopo un trimestre	0.1	0.3	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	50%	50%	50%	50%	0.1	0.4	0.2	0.2	0.2	0.7	0.4	0.7
Stima dopo un anno (4 trimestri)	0.3	0.8	0.7	0.6	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	-0.3	0.2	0.4	0.1	-0.3	0.3	0.6	0.1	0%	75%	75%	50%	0.3	1.0	0.7	0.8	0.8	2.4	1.5	2.4
Stima dopo 2 anni (8 trimestri)	0.5	1.9	1.4	1.3	0.0	1.0	0.9	0.4	0.1	0.3	0.2	0.2	-0.1	1.4	1.4	0.9	-0.1	1.9	1.6	0.7	50%	75%	100%	75%	0.7	2.0	1.3	0.7	1.5	4.1	1.2	4.1

Tavola 3 - Indicatori sintetici sulle revisioni sulle variazioni congiunturali del PIL trimestrale destagionalizzato a valori concatenati

	MAR				MAR QUADRATICA				RMAR				RM				MeR				% revisioni positive				DEVSTD				range_MIN-MAX			
	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022
Stima dopo un trimestre	0.1	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0	25%	50%	25%	33%	0.2	0.1	0.1	0.1	0.4	0.3	0.1	0.4
Stima dopo un anno (4 trimestri)	0.3	0.2	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	-0.1	0.1	0.0	0.0	-0.3	0.1	0.0	0.0	25%	75%	25%	42%	0.3	0.2	0.2	0.1	0.7	0.4	0.2	0.7
Stima dopo 2 anni (8 trimestri)	0.9	0.2	0.1	0.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.10	0.1	0.23	0.1	-0.2	0.1	0.1	0.0	-0.2	0.2	0.0	0.1	50%	75%	75%	67%	1.1	0.2	0.6	0.2	2.7	0.5	0.3	2.7

Tavola 4 - Indicatori sintetici sulle revisioni sulle variazioni congiunturali del PIL trimestrale destagionalizzato a prezzi correnti

	MAR				MAR QUADRATICA				RMAR				RM				MeR				% revisioni positive				DEVSTD				range_MIN-MAX			
	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022	2020	2021	2022	2020-2022
Stima dopo un trimestre	0.1	0.3	0.2	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.1	0.0	0.1	-0.1	-0.2	-0.1	0.1	0.0	-0.2	-0.1	75%	50%	0%	42%	0.1	0.4	0.2	0.1	0.2	0.8	0.2	0.8
Stima dopo un anno (4 trimestri)	0.4	0.5	0.4	0.4	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.3	0.2	0.1	0.0	0.0	-0.4	-0.1	0.0	0.1	-0.3	-0.2	50%	75%	0%	42%	0.5	0.7	0.5	0.2	1.3	1.8	0.4	1.8
Stima dopo 2 anni (8 trimestri)	0.9	0.6	0.3	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.11	0.4	0.14	0.2	-0.1	0.2	-0.1	0.0	0.0	0.4	0.0	0.1	50%	75%	50%	58%	1.0	0.7	0.7	0.5	2.0	1.7	1.0	2.0

MAR è più stabile nel tempo per gli anni 2021 e 2022. Ciò si deve ad una strategia di gestione dell'approccio alla destagionalizzazione adottata nel 2020 volto alla minimizzazione delle revisioni in tempo di crisi condivisa peraltro a livello europeo[9]. I valori assunti dall'RMAR, tuttavia, mostrano come in termini relativi le revisioni maggiori abbiano riguardato il 2021 e 2022, anche in questo caso con entità maggiori a 8 trimestri di distanza.

In termini di direzione, i tassi di crescita congiunturali del PIL espresso in volume nel 2020 sono state in media rivisti al ribasso: all'aggiungersi della nuova osservazione trimestrale più alta rispetto a quanto avrebbe previsto il modello reg-ARIMA identificato sulla base della precedente serie storica, la stima della corrispondente componente stagionale ha mostrato una revisione al rialzo, determinando al contrario una revisione al ribasso dell'osservazione destagionalizzata riferita al corrispondente trimestre dell'anno precedente. Una minore distorsione si osserva per il 2021 e soprattutto per il 2022, per l'aggregato in volume. Un meccanismo simile a quello osservato per i dati in volume relativi al 2020 si osserva invece maggiormente nel 2022 per il PIL espresso a prezzi correnti – soprattutto entro i 4 trimestri successivi al primo rilascio - dove è prevalsa una distorsione al ribasso dei tassi di crescita congiunturali, indotta dalla pressione inflazionistica che ha fortemente influenzato gli aggregati nominali più che negli anni 2020-2021.

L'analisi delle revisioni in Istat tra passato e futuro

Nel periodo 2015-2018, l'ISTAT ha perseguito con impegno l'obiettivo di definire un protocollo condiviso per la *governance* interna della qualità dei dati e dei processi di stima, in coerenza con le indicazioni dettate da Eurostat a seguito di una *peer review* condotta nel 2013. In particolare, veniva ravvisata la necessità di istituire un quadro armonizzato di definizioni, metodologie,

[9] Nel 2020 Eurostat ha diffuso alcune linee guida sulla strategia per la gestione della destagionalizzazione delle serie storiche maggiormente colpite dallo shock pandemico (Eurostat, 2020). Tramite la stabilizzazione dei fattori stagionali, o la neutralizzazione delle osservazioni anomale, questo approccio ha consentito di contenere le revisioni degli aggregati destagionalizzati del 2020/2021.

strumenti per la politica e l'analisi delle revisioni nei diversi ambiti delle statistiche congiunturali, coerente con i pilastri dello European Code of Practice, fino a quel momento assente in ISTAT (Piras e Tuzi, 2018). Questo impegno mirava principalmente a migliorare la qualità dell'informazione statistica ufficiale e a garantire una maggior trasparenza a vantaggio degli utenti, rafforzando gli scopi fino ad allora perseguiti dal Sistema Informativo sulla Qualità (SiQual) dell'Istituto[10].

A tal fine fu istituito un "Gruppo di lavoro per le politiche, l'analisi e la documentazione delle revisioni degli indicatori congiunturali" composto da membri provenienti da diverse strutture dell'Istat (metodologi, statistici, esperti in IT e comunicazione, responsabili della qualità).

Il risultato principale dell'organismo fu la creazione di un'area web dedicata del sito istituzionale, dove venivano presentate le linee guida dell'Istituto su politica e analisi delle revisioni e forniti strumenti metodologici ed analitici. Accanto a schede informative sulla politica di revisione di ciascun indicatore congiunturale diffuso, inclusive di motivi di revisione e relativi calendari, venivano pubblicati ed aggiornati regolarmente dei *real-time* database (i cosiddetti "triangoli di revisione") fruibile interattivamente dagli utenti [11]. Sulla base dei triangoli, venivano resi disponibili i risultati dell'analisi delle revisioni, condotta medianti indicatori statistici di qualità (ampiezza media, direzione, variabilità delle revisioni, etc.), presentati in forma tabellare e grafica. Tabelle e grafici venivano rese disponibili a diversi livelli di approfondimento, per analisi più immediate e per studi analitici e indirizzate attraverso *iperlink* nei diversi canali di diffusione dell'Istituto.

Insieme a tale strumento, venne promossa la buona pratica di diffondere, all'interno dei comunicati stampa dei singoli indica-

[10] SiQual è un sistema di metadati navigabile che contiene informazioni sulle modalità di esecuzione dei processi statistici condotti dall'Istat e sulle attività svolte per garantire la qualità dell'informazione statistica prodotta

[11] Una parte degli strumenti e del materiale prodotto dal Gruppo di lavoro sulle revisioni è consultabile al seguente link: https://www.istat.it/comunicato-stampa/lanalisi-delle-revisioni-delle-informazioni-statistiche-congiunturali/.

tori congiunturali, informazioni standardizzate riguardo le misure e la politica di revisione. Quest'ultima trova ora spazio nella nota metodologica congiunta al comunicato, in caso di revisioni ordinarie, e in eventuali note informative ad hoc, in caso di revisioni straordinarie. In precedenza tale pratica era scarsamente e disorganicamente diffusa in Istituto e spesso limitata alla pubblicazione dei calendari delle diffusioni, alla classificazione dei dati pubblicati in "preliminare" / "definitivo" e solo in qualche caso accompagnata da analisi delle revisioni.

Nello stesso periodo, i temi della qualità dei dati, della trasparenza e della comunicazione dell'informazione statistica furono inoltre promossi in Istat per mezzo di iniziative come l'organizzazione di eventi tematici[12], la pubblicazione di prodotti editoriali (Istat, 2010; Piras, 2015; Istat, 2018), ma anche la partecipazione a conferenze scientifiche sulla qualità finalizzate alla condivisione di metodologie e pratiche a livello europeo (Piras e Tuzi, 2018).

Dopo anni di aggiornamenti e diffusioni, il tema dell'analisi e delle politiche di revisione ha perso centralità nelle linee programmatiche dell'Istituto, pur nella sua rilevanza e attualità. Il recente riassetto istituzionale dell'Istat, a cui ha fatto seguito una profonda ridefinizione di obiettivi strategici e conseguente riallocazione delle risorse, hanno implicato la temporanea interruzione dell'aggiornamento del sito web dedicato alle revisioni e dei *real-time databases*, non più fruibili da parte degli utenti. Eppure, potersi avvalere di strumenti standardizzati per l'analisi della qualità dei dati sarebbe più che mai opportuno nella fase storica che la statistica ufficiale sta affrontando.

Da un lato, l'aumento dell'onere informativo richiesto dai regolamenti europei non è stato accompagnato da un corrispondente incremento delle risorse dedicate alla produzione statistica, determinando in alcuni casi criticità nei processi produttivi, con inevitabili ripercussioni sulla qualità dei dati prodotti.

[12] "La politica di revisione degli indicatori congiunturali in Istat: novità e innovazioni", 26 giugno 2017. https://www.istat.it/wp-content/uploads/2017/06/Evento-revisione-indicatori-congiunturali-26-giugno-2017.pdf.

Inoltre, la disponibilità di enormi masse informative resa possibile dalle nuove tecnologie digitali – come i Big Data e le informazioni prodotte dall'intelligenza artificiale generativa – pur offrendo opportunità senza precedenti per la statistica ufficiale, richiedono un rinnovato impegno nella garanzia di standard rigorosi di qualità, di metodologie trasparenti e metadati chiari, che limitino i rischi connessi all'accessibilità inedita di una così grande mole informazione potenzialmente distorta, tema diffusamente trattato in occasione dell'ultima "Conference on Quality in Official Statistics – Q2024"[13].

Infine, i recenti eventi straordinari di rilevanza internazionale– dalla crisi sanitaria del Covid-19 alle tensioni geopolitiche e alle catastrofi naturali – hanno costituito degli "stress-test" eccezionali per i produttori di statistica ufficiale. In particolare, hanno richiesto sia una maggiore flessibilità dei processi produttivi alle emergenze, sia un impegno comunicativo eccezionale, a fronte di una rinnovata e più ampia domanda di informazione statistica validata.

In tale contesto, il recupero e l'aggiornamento degli strumenti e delle buone pratiche implementate dall'Istat nel periodo recente costituirebbero un valido supporto all'attività della produzione statistica odierna. Tali strumenti consentirebbero di rendere i processi produttivi più efficienti, rafforzando la qualità dei dati e dunque il valore, in un periodo storico dove l'informazione più facilmente accessibile all'utenza – soprattutto non specializzata - è pervasa da segnali distorti. Questo fenomeno rischia di indebolire la percezione della rilevanza della statistica ufficiale da parte degli utenti, ponendo una sfida inevitabile per le istituzioni chiamate a produrla.

[13] I contenuti della Conference Q2024 sono disponibili al link: https://www.q2024.pt/.

Riferimenti bibliografici

Carson, C.S. e Laliberté L. (2022), Assessing accuracy and reliability: a note based on approaches used in national accounts and balance of payments statistics, IMF Working Paper, IMF/WP/02/24

Eurostat (2013), ESS guidelines on revision policy for PEEIs, 2013 edition, Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2013, doi:10.2785/42763

Eurostat (2020), Guidance on time series treatment in the context of the covid-19 crisis, https://ec.europa.eu/eurostat/documents/10186/10693286/Time_series_treatment_guidance.pdf

Eurostat (2021), European Statistical System handbook for quality and metadata report 2021, re-edition Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2021, doi: 10.2785/616374

FMI (2012), Data Quality Assessment Framework (DQAF) for National Accounts Statistics, https://dsbb.imf.org/dqrs/DQAF

Istat (2010), L'analisi delle revisioni delle informazioni statistiche congiunturali. Available at: https://www.istat.it/it/files/2011/01/approfondimenti_analisi_revisioni.pdf.

Istat (2017), Seminar "La politica di revisione degli indicatori congiunturali in Istat: novità e innovazioni". Rome, 26 June, 2017. Available at: https://www.istat.it/wp-content/uploads/2017/06/Evento-revisione-indicatori-congiunturali-26-giugno-2017.pdf.

Istat (2017), I principali indicatori sintetici sulle revisioni, http://www.istat.it/it/files/2017/03/indicatorisintetici-sulle-revisioni.pdf

Istat (2023), Guida per l'implementazione del codice italiano per la qualità delle statistiche ufficiali, Letture statistiche. Metodi. ISBN 978-88-458-2115-8. https://www.istat.it/

wp-content/uploads/2023/10/Guida-per-limplementazione-del-Codice-Qualita_Ebook.pdf.

Istat (2024), I conti economici trimestrali. Principali elementi informativi, https://www.istat.it/wp-content/uploads/2024/10/Nota-informativa-conti-trimestrali-1.pdf

Gómez, V. e A. Maravall (1996), Programs TRAMO and SEATS, Instruction for User (Beta Version: September 1996). Banco de España Working Papers 9628. Banco de España. http://ideas.repec.org/p/bde/wpaper/9628.html.

Lorenz A. (2008). "Revisions Analysis and the Role of Metadata". Contribution to OECD / Eurostat taskforce on performing revisions analysis for sub-annual economic statistics.

Mazzi, G. L. e Cannata, R. R. (2008, June). A proposal for a revisions policy of Principal European Economic Indicators (PEEIs).

McKenzie (2006), Undertaking Revisions and Real-Time Data analysis using the OECD Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database, OECD Statistics Working Papers 2006/02, https://doi.org/10.1787/18152031

McKenzie R. e Gamba M. (2008), Interpreting the results of Revision Analyses: Recommended Summary Statistics. Contribution to the OECD/Eurostat Task Force on "Performing Revisions Analysis for Sub-Annual Economic Statistics. Available at: https://www.oecd.org/daotecd/47/18/40315546.pdf.

OECD (2006), Data and Metadata Reporting and Presentation Handbook. OECD Statistics Directorate, Paris 2006.

Piras M. G. (2015), Revision Analysis of Italian Quarterly National Accounts, Istat Working Paper, n.17 2015.

Piras M.G. e Tuzi D. (2018), Revision Policy and Revision Analysis in Short-term Statistics at Istat: Recent Developments in Standardization and Communication Innovations, Con-

ference Paper: Q2018 - European Conference on Quality on Official Statistics

Shrestha M. e Marini M. (2013), Quarterly GDP Revisions in G-20 Countries: Evidence from the 2008 Financial Crisis, No 2013/060, IMF Working Papers, International Monetary Fund

Schnabel (2020), Don't take it for granted: the value of high-quality data and statistics for the ECB's policymaking, https://www.ecb.europa.eu/press/blog/date/2020/html/ecb.blog201020~0f195b9ea2.en.html

Appendice

Prodotto interno lordo e principali componenti - edizioni ottobre 2019 - settembre 2024
Frequenza: Trimestrale
Territorio: Italia
Valutazione: Valori concatenati con anno di riferimento 2015
Correzione: Dati destagionalizzati

	2019-Q1	2019-Q2	2019-Q3	2019-Q4	2020-Q1	2020-Q2	2020-Q3	2020-Q4	2021-Q1	2021-Q2	2021-Q3	2021-Q4	2022-Q1	2022-Q2	2022-Q3	2022-Q4	2023-Q1	2023-Q2	2023-Q3	2023-Q4	2024-Q1	2024-Q2
Mag-2020	430,767	431,083	431,193	430,147	407,308	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Ago-2020	430,663	431,193	431,144	430,189	406,704	354,679	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Dic-2020	431,225	432,062	432,241	430,842	407,169	354,263	410,569	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Mar-2021	431,433	431,986	431,999	430,094	406,419	353,553	409,680	401,777	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Giu-2021	431,038	431,780	432,196	430,497	405,998	353,498	409,566	402,367	402,920	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Ago-2021	431,188	431,506	432,321	430,497	406,182	353,133	409,695	402,420	403,334	414,143	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Nov-2021	431,529	432,309	432,673	430,856	406,212	353,931	409,219	402,567	403,684	414,465	425,375	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Mar-2022	432,166	433,490	433,447	429,944	404,599	353,496	410,099	403,678	405,061	415,882	426,249	428,682	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Mag-2022	432,166	433,510	433,444	429,929	404,504	353,512	410,155	403,704	404,657	415,536	426,434	429,370	429,931	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Set-2022	432,202	433,393	433,475	429,978	404,517	353,306	410,253	403,799	404,610	415,261	426,619	429,509	429,991	434,869	..	..	..	..	..	..	..	..
Nov-2022	432,201	433,165	433,492	429,906	404,714	355,741	407,147	403,820	405,047	415,113	426,605	430,214	430,905	435,787	437,795	..	..	..	..	..	..	..
Mar-2023	432,202	433,133	433,401	429,930	405,077	356,178	406,938	404,140	406,072	415,890	427,959	431,919	432,480	436,939	438,675	438,101	..	..	..	..	..	..
Mag-2023	432,161	433,157	433,414	429,934	405,064	356,296	406,907	404,066	406,003	415,989	428,015	431,832	432,441	436,931	438,620	438,203	440,645	..	..	..	..	..
Set-2023	432,134	433,175	433,444	429,913	404,989	356,377	406,956	404,013	405,850	416,114	428,122	431,754	432,102	437,249	438,764	438,081	440,754	438,984	..	..	..	..
Dic-2023	431,671	433,098	433,366	430,533	404,519	357,140	406,170	404,564	411,078	421,612	433,287	436,781	437,162	443,253	444,587	443,920	446,443	444,761	445,201	..	..	..
Mar-2024	431,671	433,098	433,366	430,533	404,436	356,553	406,787	404,454	410,662	421,362	433,291	437,070	437,704	444,004	445,527	445,717	447,871	446,755	447,810	448,551	..	..
Mag-2024	431,671	433,098	433,366	430,533	404,572	356,753	406,416	404,489	410,559	421,398	433,398	437,029	437,730	443,890	445,734	445,598	447,154	446,614	448,298	448,920	450,461	..
Set-2024	431,671	433,098	433,366	430,533	404,547	356,806	406,426	404,452	410,592	421,432	433,397	436,963	437,801	443,952	445,732	445,466	447,325	446,830	448,262	448,570	450,056	450,759

Prodotto interno lordo e principali componenti - edizioni ottobre 2019 - settembre 2024
Frequenza: Trimestrale
Territorio: Italia
Valutazione: Prezzi correnti
Correzione: Dati destagionalizzati

	2019-Q1	2019-Q2	2019-Q3	2019-Q4	2020-Q1	2020-Q2	2020-Q3	2020-Q4	2021-Q1	2021-Q2	2021-Q3	2021-Q4	2022-Q1	2022-Q2	2022-Q3	2022-Q4	2023-Q1	2023-Q2	2023-Q3	2023-Q4	2024-Q1	2024-Q2
Mag-2020	445,730	445,989	447,289	448,300	425,166	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Ago-2020	445,676	446,151	447,113	448,369	425,032	372,655	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Dic-2020	446,370	446,789	447,872	448,327	425,375	373,552	428,855	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Mar-2021	446,795	447,760	448,603	447,526	422,643	373,454	429,490	424,686	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Giu-2021	446,406	447,562	448,817	447,901	422,131	373,268	429,666	425,208	425,293	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Ago-2021	446,564	447,357	448,849	447,915	422,412	373,134	429,548	425,180	426,144	441,981	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Nov-2021	447,358	448,810	449,452	449,071	422,996	374,127	429,108	426,055	426,264	439,609	451,429	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Mar-2022	447,351	449,205	450,292	449,676	423,053	374,071	431,579	426,958	429,519	442,362	453,814	453,845	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Mag-2022	447,159	449,117	450,386	449,863	422,848	374,319	431,630	426,867	427,833	440,686	452,192	453,054	460,042	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Set-2022	447,059	449,091	450,481	449,894	422,896	374,018	431,736	427,014	428,168	439,622	452,306	453,668	460,185	471,524	..	..	..	..	..	..	..	..
Nov-2022	446,801	448,845	450,579	450,324	423,425	377,839	429,619	428,505	429,748	441,190	453,063	456,436	462,060	471,420	473,234	..	..	..	..	..	..	..
Mar-2023	446,928	448,912	450,517	450,088	423,802	378,436	429,269	428,126	429,929	441,814	455,385	458,730	465,654	476,330	476,698	491,285	..	..	..	..	..	..
Mag-2023	446,934	448,787	450,453	450,271	423,801	378,443	429,303	428,087	429,998	441,878	455,424	458,557	466,071	476,625	476,500	490,771	502,023	..	..	..	..	..
Set-2023	446,897	448,817	450,501	450,230	423,736	378,594	429,387	427,916	429,776	442,264	455,585	458,232	465,545	477,553	476,708	490,162	499,704	497,457	..	..	..	..
Dic-2023	446,694	448,285	450,356	451,110	423,610	377,930	428,526	429,758	438,551	449,914	463,882	468,038	475,145	486,701	486,764	498,767	507,377	507,214	511800.4	..	..	..
Mar-2024	446,694	448,285	450,356	451,110	423,207	377,648	428,762	430,033	437,906	449,726	463,767	468,241	477,492	489,294	492,360	504,222	516,748	519,914	523811.1	527492.2	..	..
Mag-2024	446,694	448,285	450,356	451,110	423,378	377,832	428,390	430,049	437,812	449,760	463,878	468,190	477,633	489,209	492,494	504,033	516,223	519,793	524283.4	527666.7	532953.8	..
Set-2024	446,694	448,285	450,356	451,110	423,391	377,865	428,433	429,960	437,671	449,812	463,967	468,191	477,563	489,345	492,566	503,895	516,005	519,904	524398.9	527657.5	532292.4	530297.9

Revision Analysis of Italian Quarterly National Accounts*, **

Maria Giovanna Piras

Istat. Contabilità nazionale

Sommario: *Questo lavoro analizza il processo di revisione delle stime del Pil e dei principali aggregati dei Conti Economici Trimestrali attraverso alcuni indicatori sintetici e un'analisi 'news-noise' volta a identificare se le cause della revisione siano riconducibili ad un errore di misura oppure all'acquisizione di nuove informazioni. Le serie analizzate sono calcolate in variazioni percentuali rispetto al trimestre precedente, espresse in volume e valutate al netto degli effetti della stagionalità e dei giorni lavorativi, per i periodi a partire dal 1999.Q1 fino al 2013.IVQ. Nel lavoro si dimostra che gli indicatori statistici delle revisioni sono soggetti a cambiamenti legati al periodo temporale osservato. L'analisi evidenzia comportamenti diversi delle revisioni a seconda che si consideri l'intero campione oppure i singoli trimestri omogeni. Per l'intero campione la media delle revisioni non risulta quasi mai significativa, mentre la significatività compare nell'analisi condotta con finestre mobili che mettono in luce la presenza di distorsioni, con particolare riferimento ai dati relativi agli Investimenti, alle Esportazioni e ai Consumi della Pa. L'evidenza econometrica segnala la prevalenza delle news nella spiegazione delle revisioni per gli aggregati dei Consumi delle famiglie e degli Investimenti. Per il Pil anche la noise gioca un ruolo ma l'impatto è sistematicamente inferiore all'effetto news. La stessa evidenza vale anche per i Consumi delle Amministrazioni Pubbliche.*

Parole chiave: Revisione dei dati, Pil trimestrale e sue componenti, Dati in '*real time*'.

Abstract: *The present paper focuses on measuring the revision process of quarterly national account estimates released by Istat (Italian National Institute of Statistics) over the 15 years between 1999 Q1 and 2013 Q4. More in detail, quarter on quarter changes of real GDP and its main components are analysed, measured in chained values (or at constant prices for old vintages) and net of calendar and seasonal effects. The study highlights that the performance of statistical indicators usually adopted to perform revision analyses proves dependent on the time span specifically considered. Indeed the findings concerning both the last 15 years as a whole*

*Una versione preliminare di questo lavoro è stata presentata alle Giornate della ricerca in Istat del 10-11 novembre 2014.

**Nota degli editori: il testo è una ristampa del lavoro pubblicato nella collana *Istat working papers*, 17 (2015). Le opinioni espresse impegnano esclusivamente l'autore e non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat.

and the single quarters show uneven behaviour in the different quarters within the considered year. The evidence based on developments over the full period shows that average revisions are in general negligible; on the contrary, they turn statistically significant based on moving window analysis, resulting in some bias in the revisions between E2 and E1 concerning Gross fixed capital formation, Exports and Public consumption. Finally, standard 'news or noise' analysis is performed in order to assess the ability of preliminary estimates of GDP and its main components to efficiently forecast the respective final estimate.

Keywords: Data revisions, quarterly GDP and its components, real time data

1. Introduction

Statistical information on economic developments in the short run plays an increasing role not only for economic analysis and forecasts, but also for policy making aimed at sustaining growth and the conditions for financial and macroeconomic stability. At the same time, the production of statistics has achieved important progress towards enhancing the quality and international comparability of key variables, often implying substantial innovations in standards and data sources, as in the case of the recent introduction of ESA2010 in the compilation of national accounts across European countries. Moreover, the increasing data demand comes hand in hand with a more urgent need for a timely detection of the cyclical economic conditions.

In this framework, the revision analysis represents a key diagnostic tool in order to test and improve the quality of data. It allows to monitor the evolution and to assess the origins of revisions based on a set of statistical indicators that summarize the main features of the revision process since the initial up to the final estimates.

The revision analysis provides a valuable contribution in order to meet the demand for transparency of the data production since it allows to disclose in real time pieces of information helpful for a proper reading of estimates released at each step in the revision process. In this respect, the revision analysis plays a key role on both the producer and user side to better understand the possible impact coming from new information that become available over time, after the first estimates of economic data for a reference period have been released. Indeed the ultimate scope of the revision analysis is to detect and to provide valuable hints to solve the potential trade-off between quality and timeliness of the statistical data.

On the user side, the analysis helps to assess the reliability of the preliminary compared to later estimates and to understand the possi-

ble sources of uncertainty surrounding the latest release. On the producer side, the analysis highlights potential factors regularly leading to data revisions and the possible solutions for improving the revision policy. On both sides, the revision analysis is particularly useful to monitor the impact of the innovations in data sources, methodology and accounting standards.

In general the revision process of the quarterly national accounts (QNA) may last over time due to both the ongoing inflows of new information (ordinary revisions) and structural innovations in source data, concepts and methods adopted (extraordinary revisions). The indirect approach followed in the current methodology to derive quarterly from the annual data implies that the choice of short term indicators play a key role to affect the quality of QNA.

However, the availability of complete information regarding short term indicators does not rule out that a vintage of quarterly data may be later revised following the revisions in annual data. The latter may be due both to the exploitation of possibly new and more robust source data, and to the update balancing between estimates on the demand and the supply side.

Additional factors that may cause revisions in quarterly data relate to the regular maintenance of methods for working day and seasonal adjustment.

Both the size and the direction of revisions in quarterly national accounts may be affected by the features of the business cycle fluctuations, too. In particular, during stages of strong economic changes revisions could become larger and more uncertain if the compilation systems of the quarterly national accounts is better suited to keep up with a steady path of growth, and may fail to detect in real time sudden changes in the business cycle conditions. Possible reasons for this kind of effects could be loss in representativeness of the short term indicators adopted in the quarterly estimation process as well as to some compilation technics used, such as fixed ratio assumptions or extrapolation based on recent observations, whose soundness may fail against structural breaks and non-linearities possibly arising during the crisis.

2. Data set and methodology

This paper examines the revision pattern of the quarterly data of the Italian GDP and its main components regarding the first estimates of seasonally and working day adjusted quarter on quarter rate of growth of chained volume measures (or constant prices) as published

in successive quarters. The time span runs over 15 years, from 1999 Q1 to 2013 Q4.

Revisions are analyzed at different stages of the production process, through different standard indicators for both the full time horizon and for two subsamples, namely the periods before and after the inception of the Great Recession in Italy, dated at2008Q1. The scope is to test for the Italian economy the evidence received from the literature that the size and direction of revisions may be affected by the position over the business cycle (Croushore 2011; Sinclair and Stekler 2001; Marini and Shrestha 2013).

Indicators are also computed over five years moving windows in order to shed light on the possible changes over time in the estimation process and the ensuing impact on revisions. Accordingly, the statistical significance of mean revisions is tested depending on the choice of the time horizon.

Finally, the standard 'news or noise' analysis is performed in order to assess the ability of the preliminary estimates of GDP and its main components to efficiently forecast of the respective final estimate. Mankiw and Shapiro (1986) investigate revisions under two different perspectives regarding their possible origins. In the first, revisions are assumed to be caused by measurement errors made in the early estimates, for example due to biased or small sample (hypothesis "noise"). Accordingly, the subsequent estimates tend to be negatively correlated with the early estimates (e.g. an exceptionally high preliminary estimate of GDP would be revised downward), and the latter could be improved t by taking account such correlation. In the second perspective, revisions arise because early estimates contain a forecast error of the subsequently updated estimates. Accordingly, if errors are not systematic, the two vintages of estimates tend to be uncorrelated (hypothesis "news"), and revisions cannot be foreseen based on early estimates as the forecast accuracy is not univocally determined.

The data are extracted from a real-time data base, called a revision triangle. The latter is a useful device to collect all data vintages that have been released over time regarding the time series of a single macro aggregate. The choice of the initial vintage is conditioned on both the availability of historical data and the occurrence of deep innovations in accounting standards and methodology. The revisions refer to the percentage variations (either quarter on previous quarter or year on previous year) observed at time t and it is defined as follows:

$$Rt = Lt - Et$$

where Lt and Et are the Later and the Earlier estimates, respectively.

The paper adopts the following notations for the different estimates produced regarding a given quarter: i) **P** identifies the first estimate of GDP quarterly growth that is published around 45 days after the end of the reference period as the GDP preliminary estimate is first released based on about 60% of the total dataset on the (supply side and almost 40% on the demand side; ii) **E1** stands for the first estimates of Quarterly National Accounts published around 70 days after the end of the reference period based on a reasonably large coverage of the dataset (about 90% of the total)[1]; iii) **E2** refers to estimates published a quarter later based on almost a total coverage; iv) **Y1** identifies estimates published one year later (after 4 quarters), that are available as the first estimate of new annual data are released; v) **Y2** are estimates published two year later (after 8 quarters) as the second estimates of annual data are produced; vi) **Y3** stands for estimate published three year later (after 12 quarters) in connection with the final estimates of the annual data.

3. Key findings

The key findings regarding indicators of the revisions in quarterly changes of GDP and its main components, on both the demand and the supply side, concern the full sample (from 1999 Q1 to 2013 Q4) and are the following.

GDP and most components (**table 1a**) show virtually nihil Mean Revisions (**MR**) along the different steps to the final estimates, implying a very limited bias in the preliminary figures; persistence in revisions proves significant for gross fixed capital formation, that is underestimated in the first (E1) against the second (E2) estimate and even more so with respect to the figure released three year later (Y3); exports are significantly overestimated only in E1 against E2.

Although systematic bias proves in general negligible, evidence for single quarters is occasionally less reassuring; for example, imports are underestimated in the first and in the fourth quarter, with an offsetting positive bias in the second and in the third when E1 is compared with Y3 figures. Regarding the size of revisions, usually measured through

[1] According to the regulations regarding the adoption of new ESA2010, the first release of QNA is due 60 days after the end of the reference period.

the Absolute Mean Revision (**MAR**), there is a positive trend between E1 and Y3 estimates for almost all components, while the size of revision remains limited for GDP; similar evidence comes also from the analysis of the Relative Absolute Mean Revision (**RMAR**), which is more suitable for comparing components as it takes into account the different scales of revisions.

The variance of revisions, measured by the standard deviations (**DSR**), is small for GDP and most components, although gradually increasing along the steps of the revision process. Variance is larger, in particular after three years, for exports and imports, (2,2 e 2,1 respectively), as their source data are usually subject to major revisions due to news that in general come out together with the update estimates of the annual national accounts.

The impact of revisions on the growth rates of different variables, which is detected by the sign concordance between each pair of estimates, is very modest in the first step of the revision process; for wider horizons we find a declining frequence of sign concordance, in particular for consumption by general government and nonprofit household serving institution and gross fixed capital formation. However sign concordance remain high, implying a sound coherence of the first estimates to changes over time of a single variable.

Also regarding the main components on the supply side (**Table 2**) in the whole sample, it comes out a virtually nihil mean revision for value added in all sectors with the exception of construction, where first estimates (E1) prove significantly lower than the second (E2). However, looking at the single quarters, construction sector results show a systematically positive and negative bias respectively in E1 compared to E2 and to Y3 in the second quarter; in the retail activity estimates in E1 are marginally lower than in E2 for the first three quarters while in the industry the MR proves significantly negative for E2-E1 in the third quarter. For all sectors, the RMA shows increasing values between the first and the last estimates.

Focusing on GDP revisions in the two subsamples before and after the financial crisis (**table 1b**) MR turns negative for periods since 2008Q1 from the positive values characterizing previous quarters, thus confirming the tenant that during recessions first estimates reveal a positive bias. Our evidence holds true for all steps along the revision process. Moreover, the patterns of the MAR and DSR show that both the size and volatility of revisions is higher after the crisis.

By taking five years moving windows to check the sensitivity of results to the choice of the reference period, as for GDP the RMAR computed for E2-E1 remains virtually unchanged around 0,1% for all windows. For main components of supply and demand the same statistics show a convergence over time, more pronounced after the window 2004.Q2-2009.Q1, and stabilize around 0.2% **(Figure 1**).

Following the same approach as in Mankiw and Shapiro revisions are tested if they are driven by measurement errors ("noise") or new information gathered over time ("news"). Our econometric evidence points to a prominent role of the latter for the estimates of Household Consumption and Gross Fixed Capital Formation for all steps of the revision process. For GDP both noise and news prove important, although the impact of new information is systematically stronger; the same result holds true also for Government Consumption as far as revisions Y1-E1 and Y3-E1 are concerned **(Table 3)**.

Conclusions

The revision analysis plays a key role on both the producer and user side to better understand the magnitude and the origins of the uncertainty surrounding key economic data in the period between their first and final releases. However the performance of statistical indicators usually adopted to perform the revision analysis proves dependent on the time span specifically considered. Indeed our findings concerning both the last 15 years as a whole and the single quarters show uneven behaviour over the year. The evidence based on developments in the full period shows that the average revisions are in general negligible; on the contrary, they turn statistically significant based on moving window analysis, that find some bias in the revisions between E2 and E1 concerning Gross fixed capital formation, Exports and Public consumption.

The pattern of revisions prove asymmetric across the different conditions of the business cycle. In particular, our findings for periods since the start of the Great Recession show that the early estimates tend to overstate the dynamics compared to the later releases, while no regularity is found for the periods before. Moreover, volatility and magnitude have increased since the crisis and greater in size compared with periods prior to the crisis. According to econometric evidence, the occurance of fresh information since the first release largely explains revisions regarding Household spending and Gross fixed capital formation. As for data on GDP, "noise" also plays a role, but the impact

is regularly lower compared to the effects of "news"; similar evidence holds for most revisions in Public consumption.

References

Barklem A. J. E. *Revisions analysis of initial estimates of key economics indicators and GDP components.*Economic Trends N°. 556 March2000

Brown G., Buccellato T., Chamberlin G., Dey-Chowdhury S., Youll R. *Understanding the quality of earley estimates of Gross Domestic Product*. Economic & Labour Market Review, Vol.3 No 12, December 2009

Croushore, D. *Frontiers of Real-Time Data Analysi.* Journal of Economic Literature, 2011 (49:1, 72–100).

Di Fonzo, T., 2005, "*The OECD Project on Revisions Analysis: First Elements for Discussion*," OECD Short-term Economic Statistics Expert Group, June 2005.

Faust J., Rogers J., Wright J. H. *News and Noise in G-7 GDP Announcements*. Journal of Money, Credit and Banking Blackwell Publishing, vol. 37(3), pages 403-19, June 2000.

Franses, P.H.B.F., and R. Segers, *'Seasonality in Revisions of Macroeconomic Data*', Journal of Official Statistics, Volume 26-2, 2010. pp. 361–369

Fixler D., *How to interpret whether revisions to economic variables reflect 'News' or ' Noise'* , OECD/Eurostat Task Force on 'Performing Revisions Analysis for Sub-Annual Economic Statistics, December 2007

George, E. and Obuwa, D. *National Accounts' revisions analysis: a summary to April 2005.ONS London* April 2005.

George E. and Obuwa D. *'National Accounts' Revisions Analyses: A summary to April 2005*, ONS, April 2005

Mankiw, N. Gregory and Matthew D. Shapiro. *News or Noise? Analysis of GNP Revisions*. Survey of Cur-rent Business. May 1986 (Vol. 66, pp. 20-25).

McKenzie, R., 2006, "Undertaking Revisions and Real-Time Data Analysis using the OECD Main Economic Indicators Original Release Data and Revisions Database," OECD Statistics Working Papers, 2006/02, OECD Publishing.

McKenzie, R., Z. Adam, 2007, "Revisions in Quarterly GDPof OECD countries: an Update," paper presented at the Working Party of National Accounts, October 2007.

Murphy J. *Revisions to quarterly GDP growth and its components*. Economic & Labour Market Review, Vol.3, n° 4 April 2009

Sinclair, T. M., and H.O Stekler. *Differences in Early GDP Component Estimates between Reces- sion and Expansions,2011* Research and Program on Forecasting, Working Paper n. 2011–001.

Shrestha M. and Marini M., *Quarterly GDP Revisions in G-20 Countries:Evidence from the 2008 Financial Crisis*, IMF working paper 2013/n°60

Tosetto, E., 2009, "*Revisions in Quarterly GDP of OECD countries: an Update*," paper presented at the International Seminar on Timeliness, Methodology and Comparability or Rapid Estimates of Economic Trends, May 27–29, 2009, Ottawa, Canada.

Table 1a - Statistics on Revisions to GDP q/q-1 growth rates and its components

GDP and Components	Direction of the revision				Persistence in revisions				Size of the revisions								Variance of revisions				Impact of revisions on the growth rate			
	MR				Statistical significance of the mean revision				MAR				RMAR				DSR				sign concordance between previou and last estimate			
	% points								% points				% points				% points				% of observation			
	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1
All sample																								
GDP	0.00	-0.01	-0.01	0.01	NO	NO	NO	NO	0.05	0.05	0.12	0.20	0.11	0.11	0.26	0.41	0.07	0.08	0.16	0.26	98	95	92.6	95.7
Imports of Goods and Services	0.21	-0.16	-0.04	-0.17	NO	NO	NO	NO	0.87	0.62	1.14	1.67	0.39	0.30	0.54	0.75	1.45	0.95	1.54	2.11	86	93	85.2	82.6
Final Domestic Consumption	0.01	-0.02	-0.05	-0.02	NO	NO	NO	NO	0.20	0.11	0.26	0.30	0.49	0.27	0.63	0.79	0.30	0.14	0.32	0.39	90	91	81.5	78.3
Government Consumption	-0.02	0.02	-0.04	0.13	NO	NO	NO	NO	0.24	0.16	0.37	0.39	0.83	0.53	1.13	1.24	0.36	0.24	0.52	0.49	73	89	74.1	71.7
Gross Fixed Capital Formation	0.04	0.12	0.16	0.24	NO	SI**	NO	SI*	0.42	0.33	0.59	0.82	0.32	0.23	0.41	0.57	0.59	0.46	0.76	1.07	96	91	79.6	78.3
Exports og Goods and service	-0.03	-0.25	-0.02	-0.17	NO	SI*	NO	NO	0.62	0.66	1.25	1.72	0.23	0.26	0.49	0.60	0.89	0.95	1.70	2.22	92	89	92.6	89.1
First quarter																								
GDP	-0.01	0.01	-0.02	0.00	NO	NO	NO	NO	0.07	0.04	0.12	0.23	0.12	0.07	0.19	0.37	0.09	0.05	0.14	0.34	100	100	92.9	100.0
Imports of Goods and Services	0.59	-0.39	-0.57	1.03	NO	SI*	NO	SI**	0.77	0.70	1.47	1.29	0.28	0.31	0.64	0.56	1.67	1.09	1.89	1.27	100	87	78.6	75.0
Final Domestic Consumption	0.12	-0.01	-0.09	0.00	NO	NO	NO	NO	0.22	0.09	0.24	0.21	0.40	0.19	0.48	0.43	0.33	0.13	0.34	0.29	92	93	85.7	91.7
Government Consumption	0.07	-0.07	-0.25	0.10	NO	NO	NO	NO	0.29	0.18	0.55	0.55	1.27	0.49	1.43	1.47	0.43	0.26	0.78	0.72	62	100	71.4	66.7
Gross Fixed Capital Formation	0.31	0.19	0.18	0.56	NO	SI**	NO	NO	0.50	0.28	0.61	1.12	0.29	0.15	0.33	0.61	0.76	0.34	0.74	1.48	100	93	92.9	83.3
Exports og Goods and service	0.01	-0.62	-0.80	0.77	NO	SI**	NO	NO	0.70	0.76	1.51	1.65	0.24	0.26	0.50	0.49	1.10	0.93	1.82	1.92	92	87	85.7	91.7
Second quarter																								
GDP	0.02	-0.01	0.05	0.03	NO	NO	NO	NO	0.05	0.05	0.11	0.14	0.14	0.15	0.30	0.42	0.07	0.07	0.15	0.18	92	93	100.0	100.0
Imports of Goods and Services	0.32	-0.26	-0.16	-1.58	NO	NO	NO	SI**	1.01	0.74	1.05	2.16	0.56	0.40	0.53	1.03	1.63	0.82	1.37	2.19	69	87	85.7	83.3
Final Domestic Consumption	-0.05	-0.06	0.00	-0.12	NO	SI**	NO	NO	0.17	0.10	0.30	0.38	0.59	0.26	0.80	1.13	0.21	0.11	0.36	0.47	92	87	64.3	58.3
Government Consumption	0.05	-0.02	-0.19	-0.04	NO	NO	SI*	NO	0.14	0.10	0.37	0.36	0.53	0.28	1.03	0.91	0.19	0.14	0.38	0.49	92	87	64.3	83.3
Gross Fixed Capital Formation	-0.12	0.02	0.25	-0.30	NO	NO	NO	SI*	0.31	0.24	0.62	0.54	0.30	0.22	0.54	0.48	0.36	0.31	0.65	0.61	85	93	71.4	91.7
Exports og Goods and service	-0.16	-0.27	-0.04	-1.26	NO	NO	NO	SI*	0.89	0.71	1.03	1.96	0.37	0.33	0.46	0.79	1.15	0.80	1.46	2.13	92	93	100.0	83.3
Third quarter																								
GDP	0.01	-0.03	-0.10	-0.09	NO	SI*	SI**	NO	0.04	0.06	0.13	0.18	0.11	0.15	0.34	0.41	0.05	0.07	0.13	0.22	100	100	92.9	91.7
Imports of Goods and Services	-0.04	0.11	-0.46	-1.36	NO	NO	SI*	SI***	0.60	0.66	0.71	1.66	0.24	0.35	0.37	0.81	0.84	1.25	0.88	1.49	100	100	92.9	83.3
Final Domestic Consumption	0.03	-0.01	-0.05	-0.01	NO	NO	NO	NO	0.16	0.14	0.22	0.29	0.53	0.40	0.62	0.91	0.22	0.17	0.28	0.37	100	93	92.9	83.3
Government Consumption	-0.14	0.07	0.14	0.22	NO	NO	NO	SI**	0.22	0.22	0.21	0.30	0.67	0.93	0.82	1.35	0.33	0.28	0.26	0.29	77	79	85.7	75.0
Gross Fixed Capital Formation	0.13	-0.02	-0.20	0.06	NO	NO	NO	NO	0.35	0.29	0.44	0.63	0.35	0.28	0.39	0.57	0.45	0.41	0.58	0.80	100	93	78.6	66.7
Exports og Goods and service	0.00	0.06	0.03	-1.37	NO	NO	NO	SI**	0.56	0.73	1.10	1.56	0.18	0.24	0.36	0.46	0.74	1.29	1.59	1.82	100	93	92.9	100.0
Fourth quarter																								
GDP	-0.02	0.01	0.03	0.11	NO	NO	NO	NO	0.05	0.06	0.13	0.25	0.09	0.11	0.24	0.46	0.07	0.11	0.18	0.28	100	85	83.3	90.0
Imports of Goods and Services	-0.05	-0.05	1.21	1.49	NO	NO	SI**	SI***	1.14	0.33	1.36	1.56	0.61	0.15	0.62	0.63	1.59	0.42	1.33	1.48	75	100	83.3	90.0
Final Domestic Consumption	-0.05	-0.01	-0.07	0.07	NO	NO	NO	NO	0.26	0.11	0.27	0.31	0.50	0.29	0.67	0.86	0.41	0.15	0.33	0.42	75	92	83.3	80.0
Government Consumption	-0.06	0.11	0.17	0.26	NO	NO	NO	SI**	0.32	0.15	0.34	0.35	0.94	0.55	1.14	1.32	0.46	0.24	0.39	0.31	58	92	75.0	60.0
Gross Fixed Capital Formation	-0.16	0.33	0.47	0.74	NO	NO	NO	SI*	0.51	0.51	0.74	1.03	0.35	0.29	0.42	0.59	0.64	0.68	0.98	0.99	100	85	75.0	70.0
Exports og Goods and service	0.02	-0.15	0.87	1.43	NO	NO	NO	SI**	0.32	0.38	1.38	1.68	0.14	0.19	0.76	0.80	0.47	0.58	1.68	1.74	83	85	91.7	80.0

Source: Istat

Table 1B - Statistics on Revisions to GDP q/q-1 growth rates and its components

GDP and Components	Direction of the revision				Persistence in revisions				Size of the revisions								Variance of revisions				Impact of revisions on the growth rate			
	MR				Statistical significance of the mean revision				MAR				RMAR				DSR				sign concordance between previou and last estimate			
	% points																				% of observations			
	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1
pre-crisis 1999.01-2008.1																								
GDP	0.02	0.00	0.00	0.02	NO	NO	NO	NO	0.04	0.05	0.10	0.15	0.11	0.11	0.25	0.38	0.06	0.06	0.13	0.20	97	91	91.4	94.3
Imports of Goods and Services	0.35	-0.15	0.07	-0.23	NO	NO	NO	NO	1.18	0.73	1.32	1.61	0.56	0.40	0.72	0.85	1.81	1.14	1.74	2.08	79	97	82.9	80.0
Final Domestic Consumption	0.10	-0.02	-0.03	-0.04	NO	NO	NO	NO	0.26	0.12	0.25	0.27	0.61	0.31	0.63	0.70	0.37	0.15	0.32	0.35	86	89	82.9	82.9
Government Consumption	-0.04	0.05	0.07	0.17	NO	NO	NO	SI*	0.26	0.20	0.37	0.44	1.03	0.66	1.19	1.42	0.39	0.28	0.45	0.53	68	86	74.3	71.4
Gross Fixed Capital Formation	0.22	0.07	0.14	0.27	SI*	NO	NO	SI*	0.47	0.31	0.67	0.86	0.43	0.25	0.53	0.68	0.66	0.45	0.82	1.10	100	94	77.1	77.1
Exports og Goods and service	-0.04	-0.31	0.00	-0.31	NO	SI*	NO	NO	0.79	0.78	1.52	1.74	0.25	0.29	0.57	0.66	1.05	1.09	1.98	2.29	96	89	91.4	85.7
post 2008.2-2013.04																								
GDP	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	NO	NO	NO	NO	0.07	0.06	0.17	0.34	0.12	0.11	0.26	0.47	0.08	0.10	0.20	0.42	100	100	94.7	100.0
Imports of Goods and Services	0.04	-0.17	-0.25	-0.01	NO	NO	NO	NO	0.51	0.44	0.82	1.86	0.21	0.18	0.32	0.57	0.85	0.54	1.09	2.31	96	86	89.5	90.9
Final Domestic Consumption	-0.09	-0.03	-0.10	0.04	SI***	NO	NO	NO	0.12	0.10	0.29	0.38	0.31	0.23	0.63	1.13	0.13	0.12	0.33	0.49	96	95	78.9	63.6
Government Consumption	0.00	-0.03	-0.24	0.00	NO	NO	SI*	NO	0.21	0.09	0.35	0.24	0.64	0.30	1.04	0.72	0.34	0.12	0.60	0.29	78	95	73.7	72.7
Gross Fixed Capital Formation	-0.17	0.20	0.20	0.15	SI*	SI**	NO	NO	0.35	0.35	0.47	0.70	0.22	0.20	0.26	0.35	0.41	0.47	0.65	1.01	91	86	84.2	81.8
Exports og Goods and service	-0.03	-0.16	-0.05	0.27	NO	NO	NO	NO	0.42	0.45	0.75	1.63	0.20	0.20	0.32	0.45	0.67	0.68	1.06	1.99	87	91	94.7	100.0

Source: Istat

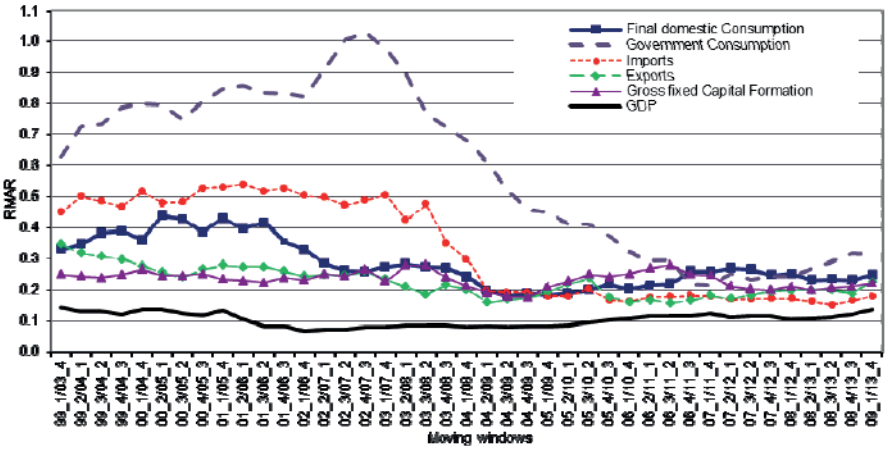
	sample	n° of observations						
		all sample	I_Q	II_Q	III_Q	IV_Q	pre-crisis 1991-2008-1	post-crisis 2008_2-2013_4
E1-P	2000_3 / 2013_4	51	13	13	13	12	29	22
E2-E1	1999_1 / 2013_4	58	15	15	14	14	35	23
Y1-E1	1999_1 / 2013_1	56	15	15	14	12	35	21
Y3-E1	1999_1 / 2011_1	48	13	13	12	10	35	13

Table 2 Statistics on Revisions to Expenditure Components q/q-1 growth rates

Expenditure components	Direction of the revisions			Persistence in revisions			Size of the revisions						Variance of revisions			Impact of revisions on the growth rate		
	MR			Statistical significance of the mean revision			MAR			RMAR			DSR			sign concordance between earlier and later estimate		
	% points															% of observations		
	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1
All sample																		
Agriculture Forestry and Fishing	0.00	0.01	-0.15	NO	NO	NO	0.69	1.74	2.12	0.32	0.82	1.02	1.13	2.43	3.05	89	77.8	82.6
Industry excluding construction	0.01	0.06	0.06	NO	NO	NO	0.21	0.54	0.59	0.20	0.49	0.55	0.33	0.69	0.80	84	72.2	71.7
Construction	0.13	0.04	-0.04	SI**	NO	NO	0.33	0.59	0.92	0.37	0.68	1.09	0.46	0.80	1.14	93	87.0	65.2
Wholesale, retail, hotels, trans, comm.	-0.06	-0.02	0.00	NO	NO	NO	0.23	0.45	0.53	0.39	0.76	0.85	0.30	0.56	0.70	86	72.2	69.6
Financial,real estate, renting, busin. Activ.	0.02	-0.07	0.02	NO	NO	NO	0.27	0.50	0.54	0.53	0.94	0.91	0.37	0.62	0.78	74	64.8	78.3
Other service activities	0.00	0.01	0.03	NO	NO	NO	0.13	0.29	0.33	0.45	0.99	1.11	0.18	0.38	0.42	91	75.9	73.9
Total service	-0.01	-0.03	0.01	NO	NO	NO	0.10	0.22	0.30	0.26	0.57	0.71	0.13	0.27	0.39	93	83.3	82.6
pre-crisis 1999.01-2008.1																		
Agriculture Forestry and Fishing	0.09	-0.04	-0.19	NO	NO	NO	0.90	1.90	2.39	0.45	0.96	1.19	1.38	2.54	3.41	83	80.0	80.0
Industry excluding construction	-0.01	0.06	0.03	NO	NO	NO	0.19	0.45	0.50	0.28	0.72	0.75	0.25	0.57	0.59	83	62.9	68.6
Construction	0.20	0.19	0.09	SI**	NO	NO	0.39	0.66	0.99	0.51	0.89	1.31	0.52	0.88	1.23	89	80.0	60.0
Wholesale, retail, hotels, trans, comm.	-0.06	-0.02	0.00	NO	NO	NO	0.23	0.45	0.53	0.39	0.76	0.85	0.30	0.56	0.70	86	72.2	69.6
Financial,real estate, renting, busin. Activ.	0.03	-0.09	0.10	NO	NO	NO	0.33	0.55	0.55	0.51	0.88	0.84	0.43	0.69	0.80	74	68.6	82.9
Other service activities	0.01	0.08	0.06	NO	NO	NO	0.16	0.30	0.32	0.48	0.90	1.01	0.20	0.40	0.43	89	82.9	85.7
Total service	-0.01	-0.01	0.05	NO	NO	NO	0.11	0.21	0.26	0.25	0.51	0.58	0.14	0.26	0.34	97	85.7	85.7
post-crisis 2008.02-2013.04																		
Agriculture Forestry and Fishing	-0.13	0.11	0.00	NO	NO	NO	0.34	1.43	1.27	0.14	0.60	0.56	0.54	2.27	1.49	100	73.7	90.9
Industry excluding construction	0.02	0.06	0.16	NO	NO	NO	0.25	0.71	0.90	0.14	0.36	0.37	0.43	0.89	1.28	86	89.5	81.8
Construction	0.02	-0.24	-0.44	NO	SI*	SI**	0.24	0.46	0.67	0.21	0.42	0.61	0.35	0.55	0.63	100	100.0	81.8
Wholesale, retail, hotels, trans, comm.	-0.06	-0.08	0.01	NO	NO	NO	0.24	0.46	0.68	0.39	0.74	0.95	0.30	0.60	0.97	91	78.9	81.8
Financial,real estate, renting, busin. Activ.	0.02	-0.05	-0.24	NO	NO	NO	0.18	0.40	0.52	0.60	1.15	1.30	0.24	0.49	0.69	73	57.9	63.6
Other service activities	-0.02	-0.11	-0.06	NO	SI*	NO	0.09	0.27	0.35	0.40	1.23	1.55	0.13	0.33	0.39	95	63.2	36.4
Total service	-0.02	-0.08	-0.11	NO	NO	NO	0.09	0.23	0.43	0.30	0.75	1.23	0.11	0.28	0.53	86	78.9	72.7

Source: Istat

Figure 1 Relative means of absolute revisions RMAR moving windows 20 quarters GNP and Components



	GDP	Imports of Goods and Services	Final Domestic Consumption	Government Consumption	Gross Fixed Capital Formation	Exports of Goods and Services
moving windows	Statistical significance of the mean revision E2-E1					
99_1/03_4	NO	NO	NO	NO	NO	NO
99_2/04_1	NO	NO	NO	NO	NO	NO
99_3/04_2	NO	NO	NO	NO	NO	NO
99_4/04_3	NO	NO	NO	NO	NO	NO
00_1/04_4	NO	NO	NO	NO	NO	NO
00_2/05_1	NO	NO	NO	SI*	NO	NO
00_3/05_2	NO	NO	NO	SI*	NO	NO
00_4/05_3	NO	NO	NO	SI*	NO	NO
01_1/05_4	NO	NO	NO	SI*	NO	NO
01_2/06_1	NO	NO	NO	SI**	NO	NO
01_3/06_2	NO	NO	NO	SI*	NO	NO
01_4/06_3	NO	NO	NO	SI*	NO	SI*
02_1/06_4	NO	NO	NO	SI*	NO	SI*
02_2/07_1	NO	NO	NO	SI*	NO	SI*
02_3/07_2	NO	NO	NO	NO	NO	SI**
02_4/07_3	NO	NO	NO	SI*	NO	SI**
03_1/07_4	NO	NO	NO	NO	NO	SI*
03_2/08_1	NO	NO	NO	NO	NO	SI*
03_3/08_2	NO	NO	NO	NO	NO	NO
03_4/08_3	NO	NO	NO	NO	NO	SI*
04_1/08_4	NO	NO	NO	NO	NO	SI*
04_2/09_1	NO	SI**	NO	NO	NO	SI**
04_3/09_2	NO	SI*	NO	NO	NO	NO
04_4/09_3	NO	NO	NO	NO	NO	NO
05_1/09_4	NO	NO	NO	NO	NO	NO
05_2/10_1	NO	NO	NO	NO	SI*	SI*
05_3/10_2	NO	NO	NO	NO	SI*	SI*
05_4/10_3	NO	NO	NO	NO	SI**	NO
06_1/10_4	NO	NO	NO	NO	SI**	SI*
06_2/11_1	NO	SI*	NO	NO	SI**	SI*
06_3/11_2	NO	NO	NO	NO	SI**	NO
06_4/11_3	NO	NO	NO	NO	SI*	NO
07_1/11_4	NO	NO	NO	NO	NO	NO
07_2/12_1	NO	NO	NO	NO	SI*	NO
07_3/12_2	NO	NO	NO	NO	SI*	NO
07_4/12_3	NO	NO	NO	NO	SI**	NO
08_1/12_4	NO	NO	NO	NO	SI*	NO
08_2/13_1	NO	NO	NO	NO	SI*	NO
08_3/13_2	NO	NO	NO	NO	SI**	NO
08_4/13_3	NO	NO	NO	NO	SI*	NO
09_1/13_4	NO	NO	NO	NO	NO	NO

Table 3 - Results of 'news' 'noise' regression with Quarterly dummies

Value added components	Sample without extraordinary revisions				All sample			
	Q/Q-1 growth rate							
	E1-P	**E2-E1**	**Y1-E1**	**Y3-E1**	**E1-P**	**E2-E1**	**Y1-E1**	**Y3-E1**
Agriculture Forestry and Fishing				News +			News +	News +
Industry excluding construction		News +	News +			News +	News +	News +
Construction	Noise -	News +	News +	News +	Noise -	News +	News +	News +
Wholesale, retail, hotels, trans, comm.	News +		News +	News +	News +		News +	News +
Financial,real estate, renting, busin. Activ.	News +	News +	-+	News +	News +	News +	-+	-+
Other service activities	-+	News +	-+		-+	News +	-+	-+

GDP and its components	Sample without extraordinary revisions				All sample			
	Q/Q-1 growth rate							
	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1	E1-P	E2-E1	Y1-E1	Y3-E1
GDP	+	+	+	News +	+	+	News +	News +
Imports of Goods and Services	Noise -		News +	Noise -	Noise -		-+	Noise -
Final Domestic Consumption	Noise -	News +	News +	News +	Noise -	News +	News+	News +
Government Consumption	- +	- +	- +	- +	- +	-+	-+	-+
Gross Fixed Capital Formation	News +	News +	News +	News +	News +		News+	
Exports og Goods and service			News +	News +			Noise -	Noise -

	Ambiguous result: no hypothesis is rejected as both exogenous variables prove statistically significant
	Noise hypothesis is not rejected, and critical signs are almost always negative
	News hypothesis is not rejected, and critical signs are almost always positive
	Both hypothesis are rejected

Source: Istat

Revision Policy and Revision Analysis in Short-term Statistics at Istat: Recent Developments in Standardization and Communication Innovations*

M. Giovanna Piras, Istat – National Accounts
Donatella Tuzi, Istat - Social Statistics and Population Census

Abstract: During the last two years the Italian National Institute of Statistics (Istat) intensively worked in the design and the establishment of a common framework in the revision policy and the revision analysis across different domains of short-term statistics. The primary objective was the set-up of a shared framework for internal governance of the quality in data and underlying processes and the development of an easily accessible platform where information on practices and measures of revisions is made available to stakeholders. At this aim, a mandate was given to a Working Group whose members were chosen from different structures of the Italian NSI: methodologists, statisticians, experts in IT and in communication, quality managers. The main achievement of the Working Group has been the setting of a dedicated section in the Istat website where, beside outlining the protocol on policy, analysis and dissemination of revisions - the different tools and related measures of revisions based on "revision triangles" are provided. Currently this new environment has been fully developed for three short-term production lines: Monthly Industrial Production, Quarterly National Accounts, Quarterly Labour Costs statistics. In the next future, it will be extended to cover all the short-term statistics, implying the overcoming of heterogeneous and extremely fragmented practices, towards a wider transparency and accountability of the released statistics. The purpose of this paper is threefold: presenting the main established protocol on revision policy, analysis and dissemination of revisions of short- term statistics; describing main input/output of a generalized tool for storing indicators and calculating revision indicators; identifying communication tools (calendar of revisions, release of vintage series, dissemination of the revision triangles, etc.).

Keywords: Revision Policy, quality indicators, revision triangles, standardization, transparency

*Nota degli editori: il testo è una ristampa del lavoro pubblicato negli atti della "European Conference on Quality of Official Statistics", Cracovia 2019.

1. Introduction

The theme of data revisions, regarding their amplitude and main determinants, is recently attracting an increasing attention by the large community of users due to the significant impact on their activities coming from the difficult understanding of the actual state of the economy. Indeed data revisions, even more under limited information on the underlying drivers, affect the prompt assessment by Central Banks of the main macroeconomic trends and the ensuing pressures on inflation as well as on the conditions for financial stability. Also the ability of Governments in drafting fiscal plans and in selecting the policy actions risks to be influenced by recurrent and sizeable revisions in statistics concerning the main economic aggregates. International organizations would largely benefit, in their country monitoring, from a sound and accountable statistical picture. In the same vein, statistical surprises due to revisions weigh on the country assessment by financial market operators, with possible bias on their portfolio decisions; the business and household confidence may be significantly affected by the additional uncertainty caused by data revisions, especially in GDP growth, as they are largely commented in mass media.

In this context a pivotal requirement to enhance the public value of the official statistics is the dissemination of transparent information on revision policies and the related analysis. In particular, the latter represents a key diagnostic tool to test and improve data quality. Indeed, it allows monitoring the evolution and assessing the origin of revisions based on a set of statistical indicators that summarize the main features of the revision process since the first and up to the final estimates.

The revision analysis provides a valuable contribution to the NSIs' commitment to meet the demand for transparency of the data production providing information for a proper reading of the estimates released at each step along the revision process. In this respect, the revision analysis plays a key role on both the producer and user side to better understand the possible signal coming from new information that becomes available over time following the first estimates of economic data, and to separate the role of the pure noise components affecting the data production (Piras 2015).

2. General framework

During the last two years Istat intensively worked in designing and establishing a common background for revision policy and analysis across short-term statistics production processes. At this aim, a man-

date was given to a transversal Working Group (WG) whose members were chosen from different structures of the Italian NSI: methodologists, statisticians, experts in IT and in communication, quality managers. The primary objective was to set-up a standardized framework for internal governance of data quality based on the outline of a shared model of practices on revision and related methods for analysis. Secondly, the development of an easily accessible platform where the harmonized information on practices and measures of revisions could be drawn by stakeholders.

According to the European Statistics Code of Practice[1], the Quality Assurance Framework of the European Statistical System (QAF)[2] and the ESS Guidelines on Revision Policy for PEEIs[3], starting from mid-2017, Istat committed to guarantee the respect of the most common principles on practices, analysis and release of **data** and **metadata** on revisions on a regular basis. This includes: the preannouncement of revisions in a release calendar; the dissemination of out of calendar revisions due to unexpected errors; the classification of each published data as preliminary or final; the explanation of causes of revisions; the dissemination of both qualitative (revision analysis) and quantitative (revision measures) information on revisions.

An initial overview on the short-term production processes that introduce regular revisions to published data brought to the identification of twenty-one surveys ranging in seven thematic areas (table 1) for which the dissemination of data and metadata on revisions is relevant. Only cases with occasional or yet not defined revision strategies have been excluded. Fifty-eight of the statistics compiled by the selected surveys can, actually, be submitted to revision analysis.

At the basis of a standardized dissemination of the required information, for each short-term survey introducing revisions, currently Istat releases a Revision Form (figure 1) that reports **metadata** on the revision policy adopted[4] for raw and, whereas produced, calendar and/or seasonally adjusted data and a list of the reasons explaining

[1] Document by the European Statistical System Commettee (2011), available on the web: http://ec.europa.eu/KS-32-11-955-EN.PDF.

[2] Document by the European Statistical System (2015), available on the web: http://ec.europa.eu/eurostat/documents/ESS-QAF-V1-2final.pdf.

[3] Document by Eurostat (2013), available on the web: http://ec.europa.eu/KS-RA-13-016-EN.PDF.

[4] Revision policy is the set of rules that defines how data are subject to revision (revision frequency, lenght of time series subject to revsion).

routine and major revisions. A calendar of the complete cycle of routine revisions is included. It is illustrated through a chart that, for each release of data, highlights revised data classified by frequency of revision. This chart has the appearance of a symmetric triangle (figure 2). Further metadata on revision policy are regularly included in the periodic press releases, in a dedicated section named "Revisions". In the cases of major revisions the communication on reasons of revisions is given in a "Information note" accompanying the press release.

In order to get an essential insight on the quality of the data and of the production methodology and process, revisions must be measured: 1) to reveal potential sources of systematic data anomalies and identify areas of data collection and compilation process which should be improved (data producers); 2) for the evaluation of revision impact on the overall data quality (data users).

For both needs, the measurement of revisions must necessarily be based on summary statistics: a wide set of descriptive statistics, statistical tests and econometric frameworks are available, allowing more or less in-depth analysis. A description of the methodological choices adopted so far is presented in paragraph 2, while paragraph 3 highlights on the IT solutions aimed at establishing an automatic relationship between the main dissemination processes (data and revision measures and metadata updating). Paragraph 4 finally describes the divulgation strategy.

2. Revision Analysis: methodology and definition of standard measures

Consistently with the principle of *clarity*, for the main short-term indicators Istat publishes real-time databases in which different versions of data released over time are collected in tabular form. The rows of this form contains the time series released on a certain date (vintages); accordingly, by column the story of the released estimates of a given indicator is shown, starting from the first and up to the last available release. This way of organizing vintages (triangles) allows the monitoring of the process of change of a given observation along time until its final version.

A "revision" is defined as any change in the value of a statistic released to the public. Let define P_t the *Preliminary* estimate for a generic statistic referred to time t and L_t the related *Later* estimate. The measure of revision can be written as $R_t=L_t-P_t$. Revision analysis aims at highlighting the characteristics of R_t according to a double vision: consider-

Table 1. List of Surveys/production processes in charge for revision analysis

Topic	Survey/production processes	N. of statistics for revision analysis
Labour and wages	Quarterly labour cost indicators for all size enterprises, Monthly labour indicators for large enterprises, Quarterly indicators on job vacancies and hours worked, Quarterly indicators on employment and unemployment.	14
Industry and construction	Monthly industrial production, Monthly production in constructions, Monthly industrial turnover and orders, Quarterly building permits indicators.	12
Services	Monthly retail trade, Tourism indicators, Quarterly turnover in services.	5
Consumer and business confidence	Monthly consumer and business confidence indicators.	6
Prices	Monthly consumer prices Quarterly house prices, Monthly industrial producer prices, Monthly costs for residential buildings, Quarterly agricultural product prices	6
External trade	Monthly foreign trade and industrial import prices, Quarterly exports of Italian regions	4
National Accounts	Quarterly National accounts and Quarterly non-financial National accounts	11
TOTAL	21	58

Revisions plan	Revision frequency (reading by columns of the revision triangle)	Length of time series subject to revision (reading by row of the revision triangle)	
	Raw, WDA, SA indices	Raw series	WDA / SA series
Infra-annual ordinary revisions	One time. It takes place with the dissemination of the following month	One month	Time series starting from 2001
Annual ordinary revisions (each year month April)	Starting the following year for three years	36 months	Time series starting from 2001
Major Revisions	One time each 5 years	Time series starting from 1990	Time series starting from 1990
Causes of revisions	Infra-annual Revisions	It takes into account additional information received with delay from enterprises; Errors in first information received from enterprises, correct in following sending	
	Annual revisions	Re-identify seasonal adjustment models Change in annual series	
	Major revisions	Update base year indicator	
Dissemination of revision policy	Paragraph 'Le revisioni degli indici' inside Methodological note jointly with the press release		

Figure 1. The Revision form: an example from the Industrial Production Index

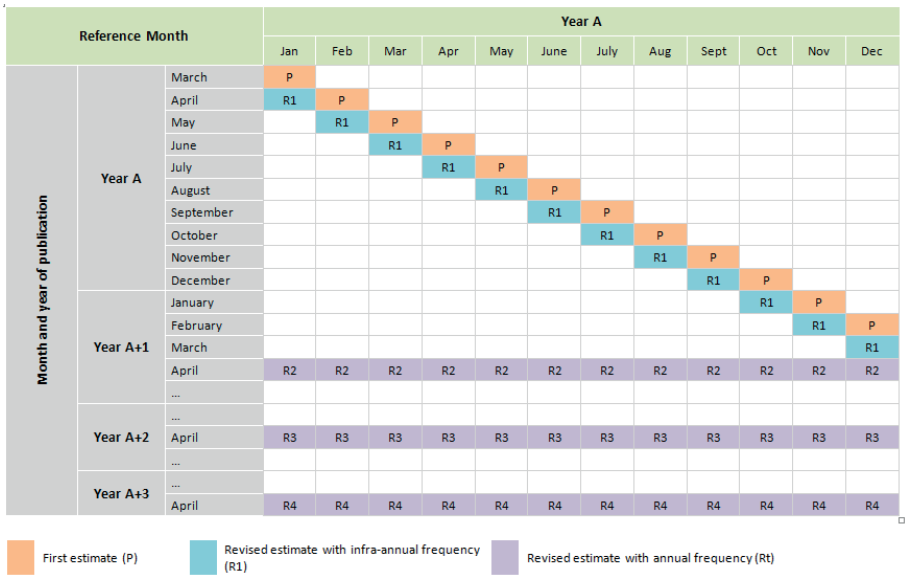


Figure 2. Outline of an ordinary process of revision: the case of the Monthly Industrial production Survey

ing external users' needs, mainly interested in the overall data quality (accuracy, reliability and stability) of published data and producers' needs, more oriented at the supervision of the statistical compilation process in order to control for potential sources of systematic data anomalies.

Having in mind triangles (figure 2), in practice R_t are calculated comparing data lying on fixed diagonals (*P* is in the first diagonal and L_1 is in the second one). In Istat practice, while the triangles report indices, levels or ratios (data published on Istat data warehouse) revisions are calculated on growth rates, more easy and readable measures of the short-term economic evolution. Normally year-on-year growth rates are considered for raw data (RAW) and calendar adjusted data (CA), while quarter-on-quarter or month-on-month growth rates are used for seasonally adjusted data (SA). Once revisions have been calculated, they are subsequently organized in time series and each occurrence of the time series represents the specific revision for the estimate on time *t*.

Revision analysis may be calculated on RAW data in which case the focus is on the peculiarities of the data production process; if CA data are considered the updating of the calendar factors is the additional aspect to be detected; finally in SA data the seasonal factors updating is the further component to investigate.

For each short-term indicator, in order to finalize revisions' detection a first step is fixing P_t and L_t depending on the particularities of the revision policy (both of RAW, CA and SA data) and the relevance of each revision occurrence. Examining the cases listed in table 1, and trying to be parsimonious in the information produced, the following standard was outlined:

Table 2. Standard revision's measures

Type of data	Measure of revision
R and CA	L_1-*P*, L_{1y}-*P*
SA	L_1-*P*, L_{1y}-*P*, L_{2y}-*P*, L_{3y}-*P*
Case of QNA	*P-Flash*, L_1-*P*, L_{1y}-*P*, L_{1y}-*P*, L_{2y}-*P*, L_{3y}-*P*

P=first estimate L_1=revised estimate with infra-annual frequency; L_{ty}=revised estimate with annual frequency;

Flash=GDP flash estimate t+30 days to the reference period

In almost all the analysed cases, the revision policy calculated on L_1-P (SA data) is a relevant measure particularly for users, interested in gathering elements about the robustness of the first estimates. A second important revision occurs after one year when more extensive changes are introduced in the information at the basis of the production processes. Further interesting revisions are those occurring at *y+1*, *y+2* and *y+3*, whose comparison is useful to get an indication of the SA data convergence process. In Istat practice, ARIMA models, filters, outliers and calendar regressors used for SA are re-identified once a year (commonly in the occasion of the release of the first month/quarter of the year) and the respective parameters and factors re-estimated every time new or revised data become available (*partial concurrent* adjustment). When models are not re-specified, this practice implies that L_1 differs from P mainly because of the RAW data revision, while the updating of the seasonal factors due to the availability of a new observation and a revised one have a less significant impact. This is not the case of short or particularly volatile time series, or in cases of sudden changes in the trend, when additional information in the time series may imply important changes in the seasonal factors. In order to understand the cause of a revision in SA data, L_1-P has to be read together with the same measure calculated on RAW data[5]. Because calendar factors are less sensible to the availability of new information in the time series, CA data revisions analysis is normally used as an alternative to RAW data revisions analysis, particularly when calendar effects are significant in the target time series.

Once defined, R_t must be synthetized using appropriate statistical measures aimed at highlighting the different characteristics of the revision process in a given revision interval. A total of 23 summary statistics have been considered for revision analysis, classified in 4 categories, each focusing on a particular aspect: 1) size of revisions; 2) direction of revisions; 3) variability of revisions; 4) effect of revisions on signs of growth rates. Table 3 reports the complete list of the summary

[5] Quantifying and decomposing the two sources of error in seasonally adjusted data is actually an extensively debated question (see for example Mehrhoff, J. 2008). In particular, for users of seasonally adjusted real time data it is important to know the extent of revisions for economic analysis and forecast and how to take these into account. Several techniques can be used to perform this disaggregation and this is an improvement that will certainly be considered in the future work in the field of revision analysis at Istat.

statistics chosen[6]. In the whole comprehensive list, a sub-set of 7 indicators has been selected as „basic measures", those outlined in bolt, to be presented for a quick and easy understanding of the information.

Table 3. Summary statistics for revision analysis

Characteristic of the revisions	**Statistical Measure**
Size	**Mean absolute revision (MAR)**, Mean squared revision, Median absolute revision, **Relative MAR**
Direction	**Mean revision (MR)**, Standard deviation of revision, Statistical significance of MR (t-statistic), Critical values of t statistic for significance of MR (0.1/0.05/0.01), Statistical significance of MR, Median revision, Skewness of revision, % of positive revisions, % of negative revisions, % of zero revisions
Variability	**Standard deviation of revision**, **Maximum revision**, **Minimum revision**, Range of revision, **Range that 90% of revisions lies within the interval of the percentile of the distribution of revisions**, Quartile deviation
Effect on signs of variation rates	Percentage of observations where the sign of later estimate and the sign of earlier estimate are the same; Percentage of observations where both later and preliminary estimate have a positive growth rate if compared to the estimate of the previous time occurrence; Percentage of observations where both later and preliminary estimate have a negative growth rate if compared to the estimate of the previous time occurrence

3. The IT solution

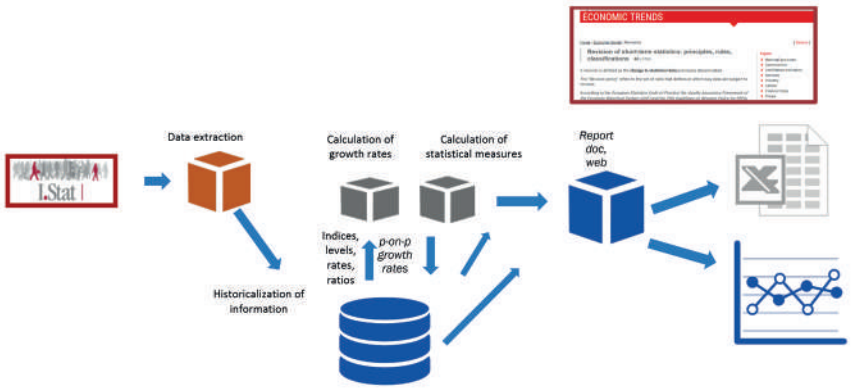
In Istat website time series of the main short-term indicators can be downloaded from I.Stat. This database is complete on the statistics released but doesn't systematically maintain vintages on-line. The WG has identified an efficient IT-solution that, in parallel with the release of a new data on I.Stat, is able to acquire in real-time the last issued

[6] Formulas can be found in: Istat (2010); McKenzie and Gamba (2008).

information and update the revision triangle, calculate revisions and produce summary statistics and outputs to be published in a dedicated web page.

The solution was found in Micro Strategy Visual Analytics, a Business Intelligence IT-product exploited in its capability to connect various sources of data, integrate them in a multidimensional model, realize complex statistical calculation, allow visual analysis of data and production of multichannel output (web, pdf, xls etc.). In practice, this IT infrastructure connected with I.Stat acquires in real time the last published time series (indices, rates, ratios, levels) and then computes related growth rates. With this last time series a collection of vintages is firstly updated (*historicalization*), time series of revisions extracted and summarized through the calculation of the statistical measures listed above. These summary statistics are finally presented in an extensive and a synthetic format, through tables and graphs.

Figure 3 – The IT infrastructure*



* This chart is an extraction from the work of A. Fiore, F. Billi and A. Virgillito: "L'infrastruttura tecnologica per il calcolo degli indicatori sulle revisioni" (Istat, 2017).

4. Release of the revision tools and analysis

A new dedicated section on Istat webside is available on the new information framework on revision policy and analysis. In this new page, metadata and data are organically presented under the section "Revisions" of the web page "Economic Trends" (http://www4.istat.it/en/economic-trends/revisions) that collects, organizes and provides information on the short-term economic indicators produced at Istat. An opening section, firstly introduces on principles, rules and classifications of revisions. A list of all the indicators subjected to revi-

sions follows. For each indicator, beside the "Revision Form" (figure 1) describing the specific revision policy, the calendar of revisions is illustrated. For each indicator, the analysis of revisions is based on the presentation of revisions triangles that, accordingly to relevance concerns, refer to RAW, CA and/or SA data. Beside the triangles, a complete list of statistics on the revision process for each of the R_t listed in table 2 are reported. Finally, a more easily readable section synthetizes the main revision measures through a graphs accompanied by a reduced selection of statistical measures.

Links to each thematic section in the web page on Revisions are available in I.Stat (beside the specific data release), in the periodic press release where, in almost all the cases, a specific section called "revisions" reports some simple revision measures for the main aggregates. Further links are going to be included in SIQual the "Information system on quality of statistical production processes".

4. Concluding remarks

In view of the increasing demand for statistics timely reporting on main economic developments (flash-estimates, provisional data etc.), providing a clear and standardized body of information about the revision policy and analysis becomes a strategic tool to enhance the regular control for the quality of flash data. In parallel, providing a prompt analysis of main determinants, nature and characteristics of revisions promotes confidence among users about the released data.

During the last two years Istat worked in the establishment of a common framework in revision policy and analysis. As a result, a shared framework has been set-up for the internal governance of the quality control of in the released statistics and the development of an easily accessible platform where information on practices and measures of revisions can be drawn by stakeholders.

Several improvements in the presentation of metadata and revision analysis tools can still be done, although with the caution that increasing the mass of information entails the risk to cause noise and confusion among the external users.

References

Istat (2010), L'analisi delle revisioni delle informazioni statistiche congiunturali. Available at: https://www.istat.it/it/files/2011/01/approfondimenti_analisi_revisioni.pdf.

Istat (2017), Seminar „La politica di revisione degli indicatori congiunturali in Istat: novità e innovazione". Rome, 26 June. Available at: https://www.istat.it/201387.

McKenzie R. and Gamba M. (2008), Interpreting the results of Revision Analyses: Recommended Summary Statistics. Contribution to the OECD/Eurostat Task Force on "Performing Revisions Analysis for Sub-Annual Economic Statistics. Available at: https://www.oecd.org/dataoecd/47/18/40315546.pdf.

Jens Mehrhoff (2008) Sources of Revisions of Seasonally Adjusted Real Time Data, Paper prepared for the Meeting of the OECD Short-term Economic Statistics Working Party (STESWP) in Paris, 23-24 June 2008.

Piras M. G. (2015), Revision Analysis of Italian Quarterly National Accounts, Istat Working Paper, n.17 2015.

L'integrazione delle fonti per la stima dell'occupazione nei conti nazionali

Francesca Tartamella

Istat – Direzione Centrale per la Contabilità Nazionale[1]

1. Le misure dell'occupazione in Istat e l'occupazione di Contabilità nazionale

Le statistiche sull'occupazione rilasciate dall'Istat sono numerose, forniscono informazioni complementari e analizzano il mercato del lavoro da molteplici punti di vista, per questo forniscono misurazioni differenti.

Ci sono statistiche che analizzano il mercato del lavoro:

dal lato dell'**offerta di lavoro**: la fonte principale è la Rilevazione sulle Forze di lavoro (RFL), un'indagine campionaria sulla popolazione residente in famiglia[2] e che stima il numero di occupati (dipendenti ed indipendenti), disoccupati, inattivi;

dal lato della **domanda di lavoro**: ci sono diverse rilevazioni e registri sulle imprese e sulle istituzioni pubbliche e private, stimano il nu-

[1] I punti di vista espressi sono quelli dell'autrice e non riflettono necessariamente le opinioni ufficiali dell'Istituto Nazionale di Statistica – Istat. Si ringrazia Laura Serbassi per i commenti e suggerimenti.

[2] Le famiglie da intervistare vengono estratte casualmente dall'Anagrafe Nazionale della Popolazione Residente (Anpr), secondo una strategia di campionamento volta a costruire un campione statisticamente rappresentativo della popolazione residente in Italia relativamente alle variabili oggetto d'indagine. L'unità di rilevazione è la famiglia di fatto, definita come insieme di persone legate da vincoli di parentela o affettivi, dimoranti abitualmente nella stessa abitazione e che condividono il reddito (contribuendo al reddito oppure beneficiandone) e/o le spese familiari. Sono quindi escluse dalla popolazione di riferimento le persone che vivono permanentemente nelle comunità (caserme, ospedali, istituti religiosi, eccetera).

mero di posizioni lavorative[3] regolari impiegate dalle unità economiche. Le stime vengono prodotte sia tramite indagini (indagine mensile sulle grandi imprese, indagine campionaria su ore lavorate e posti vacanti), sia sfruttando dati amministrativi (denunce contributive INPS, la rilevazione trimestrale Oros[4]);

Contabilità Nazionale (CN): integra tutte le fonti, dal lato della domanda e dell'offerta di lavoro. Produce misure relative al numero di occupati, alle posizioni lavorative, alle ore lavorate e alle unità di lavoro equivalenti a tempo pieno (Ula)[5], dipendenti ed indipendenti, per tutte le attività economiche.

In particolare, l'obiettivo delle stime di CN è la quantificazione dell'input di lavoro complessivo che contribuisce alla formazione del PIL. La misura deve essere esaustiva su tutti i settori di attività economica e su tutte le unità produttive, anche marginali, che hanno contribuito alla produzione nel perimetro definito nel manuale internazionale del System of National Accounts (SNA)[6]. La CN fornisce un quadro contabile integrato per l'intera economia nazionale, standardizzato e

[3] Le posizioni lavorative rappresentano il numero di posti di lavoro occupati dai lavoratori in un determinato periodo o a una data di riferimento. Il numero di persone occupate è calcolato sulla base della posizione di lavoro principale di ciascun individuo, che può avere anche posizioni di lavoro multiple nel caso di più attività svolte contemporaneamente. Sono inclusi i lavoratori che, legati all'unità produttiva da regolare contratto di lavoro, sono temporaneamente assenti per cause varie quali: ferie, permessi, maternità, cassa integrazione guadagni, eccetera.

[4] La rilevazione Oros produce informazioni trimestrali sull'andamento di occupazione, retribuzioni e contributi sociali nelle imprese con dipendenti. Gli indicatori vengono stimati ricorrendo all'integrazione dei dati amministrativi di fonte Inps (dichiarazioni contributive UniEmens) con gli indicatori tratti dall'indagine mensile sulle grandi imprese.

[5] Le unità di lavoro rappresentano le posizioni lavorative ricondotte in scala equivalente ad un occupato a tempo pieno e forniscono una misura del volume di lavoro che partecipa al processo di produzione del reddito realizzato sul territorio. Le unità di lavoro sono calcolate come quoziente tra il totale delle ore effettivamente lavorate ed un numero standard di ore lavorate in media annua da una posizione a tempo pieno.

[6] *Production boundary - "The production boundary of the system of national accounts includes the following activities (a) the production of all goods or services that are supplied to units other than their producers, or intended to be so supplied, including the production of goods or services used up in the process of producing such goods or services; (b) the own-account production of all goods that are retained by their producers for their own final consumption or gross capital formation; (c) the own-account production of knowledge-capturing products that are retained by their producers for their own final consumption or gross capital formation but excluding (by convention) such products produced by households for their own use; (d) the own-account production of housing services by owner occupiers; (e) the production of domestic and personal services by employing paid domestic staff." (2008 SNA 6.27)*

normato a livello europeo dal manuale SEC2010, che detta definizioni e classificazioni degli aggregati da stimare, utilizzati per fini di policy e come parametri per la valutazione dei paesi membri dell'UE. Anche le stime dell'occupazione sono condotte secondo le regole dettate dal manuale. Data la natura esaustiva delle stime di CN, nell'input di lavoro sono incluse sia le prestazioni lavorative "regolari" (registrate dalle autorità fiscali-contributive e quindi direttamente osservabili a fini statistici), sia le prestazioni "non regolari" (attività non direttamente osservabili a fini statistici poiché svolte violando la normativa in materia fiscale-contributiva o nell'ambito di attività illegali).

Le stime vengono diffuse sia a livello trimestrale che annuale. Queste ultime vengono prodotte sulla base di due approcci: approccio macro per gli anni provvisori (t-1), ossia stime in estrapolazione basate su indicatori aggregati per strato (le principali variabili di stratificazione sono il settore di attività economica e classe dimensionale); un approccio micro per l'anno definitivo (t-2), ossia misurazioni basate su dati rilevati presso singole unità economiche. Le stime trimestrali si basano anch'esse sull'utilizzo di indicatori aggregati.

Le stime annuali dell'input di lavoro sono disaggregate per posizione nella professione (dipendenti, indipendenti), tipo di occupazione (regolare, non regolare), attività economica, settore istituzionale e territorio (regione e provincia). L'obiettivo è la stima dell'input di lavoro delle unità produttive residenti, le variabili di classificazione sono pertanto quelle delle unità produttive che impiegano il lavoro: anche la disaggregazione per regione e provincia rispecchia la residenza dell'unità produttiva, non quella dei lavoratori. Si perdono invece le caratteristiche dei lavoratori, come genere, livello di istruzione, età.

2. L'approccio micro per la stima dell'occupazione nella Contabilità nazionale e l'integrazione delle fonti.

L'approccio micro per la stima dell'occupazione sfrutta tutte le fonti sull'occupazione (statistiche ed amministrative) disponibili in Istituto mettendo a coerenza le informazioni sul versante della domanda di lavoro (lato dei datori di lavoro) con quelle dell'offerta di lavoro (lato dei lavoratori). La Tavola 1 mostra l'elenco delle fonti utilizzate.

Dal lato della domanda di lavoro vengono utilizzate le informazioni dei Registri statistici sulle unità economiche (imprese, pubblica amministrazione, non profit, ecc.), che stimano il numero di posizioni lavorative (dipendenti ed indipendenti) di ogni unità, di indagini sulle imprese e alcune fonti amministrative (sui lavoratori domestici, para-

subordinati e lavoro occasionale). Dal lato dell'offerta di lavoro la stima si basa su una procedura statistica di integrazione (descritta sinteticamente nel paragrafo 2.1) condotta a livello micro, ossia di individuo[7], tra il campione annuale della RFL e numerosi archivi amministrativi, prevalentemente di tipo contributivo. La procedura sfrutta le informazioni sul lavoro raccolte attraverso il questionario della rilevazione e la coerenza/incoerenza con le informazioni derivanti dagli archivi amministrativi. Si è infatti osservato che gli individui tendono a dichiarare di avere lavorato anche in totale assenza di segnale amministrativo. In questo modo si costruisce una base informativa che consente di discriminare le varie tipologie di lavoro, individuando il confine tra lavoro regolare e irregolare, e di abbinare a ciascuna posizione stimata le ore effettivamente lavorate rilevate dall'indagine. In particolare, tramite il processo di integrazione sono individuate le persone occupate in maniera regolare (quelle con una copertura contributiva validata) o non regolare (cioè quelle senza copertura contributiva) e vengono quindi stimate tutte le posizioni lavorative ricoperte da ciascun individuo (attività principale e eventuali attività secondarie). Sempre dal lato dell'offerta di lavoro sono anche utilizzate le informazioni sui non residenti con titolo a soggiornare (titolari di permessi di soggiorno e cittadini comunitari presenti sul territorio economico) escluse dalla popolazione di riferimento dell'indagine, anch'esse integrate con archivi amministrativi di tipo contributivo. Ovviamente non tutti i dati amministrativi hanno la stessa ricchezza informativa, soprattutto riguardo ai giorni di lavoro effettivo all'interno del periodo coperto.

2.1 La procedura di integrazione

L'integrazione di informazioni a livello micro ha mostrato l'esistenza di errori di misura dell'occupazione in tutte le fonti, in particolare una possibile sotto-copertura dell'indagine RFL, ossia posizioni lavorative individuate negli archivi amministrativi relative a persone che non si sono dichiarate occupate e non hanno svolto attività lavorativa nella settimana di riferimento, e una sovra-copertura degli archivi amministrativi, ossia versamenti contributivi a cui non corrisponde una effettiva prestazione lavorativa. Quest'ultimo fenomeno corrisponde a segnali che sono stati considerati come "deboli" negli archivi am-

7 Tutti i dati sono anonimizzati, ossia lavoratori e datori di lavoro sono dotati di un codice che non consente di identificare l'individuo, ma è univoco, ossia permette di tracciarlo su tutte le fonti.

Tavola 1 - Le fonti utilizzate

Lato domanda di lavoro	**Lato offerta di lavoro**
Registro statistico Asia Agricoltura	**Indagine Forze di lavoro**
Registro statistico Asia imprese attive	Registro base individui e convivenze
Registro statistico delle istituzioni pubbliche	Indagine Multiscopo sulle famiglie
Registro statistico delle istituzioni no profit private	Archivio Uniemens delle dichiarazioni contributive del settore privato
Registro tematico del lavoro	Archivio INPS delle posizioni contributive dei dipendenti pubblici (ex-Inpdap)
Conto Annuale del personale della Pubblica Amministrazione (RGS)	Archivio INPS delle posizioni contributive dei dipendenti agricoli
Archivio INPS delle posizioni contributive dei domestici	Archivio INPS delle posizioni contributive dei domestici
Archivio INPS delle posizioni contributive dei parasubordinati	Archivio INPS delle posizioni contributive degli indipendenti agricoli
Indagine sui conti delle imprese (SCI)	Archivio INPS delle posizioni contributive di artigiani e commercianti
Indagine sulle unità locali delle grandi imprese (IULGI)	Archivio INPS delle posizioni contributive dei parasubordinati
Censimento dell'Agricoltura	Archivio INPGI delle posizioni contributive dei giornalisti
Certificazioni Uniche	Certificazioni Uniche (Agenzia delle Entrate)
	Archivio soci e persone d'impresa delle camere di commercio

ministrativi, associati a periodi lavorativi molto brevi o scarsamente remunerati.

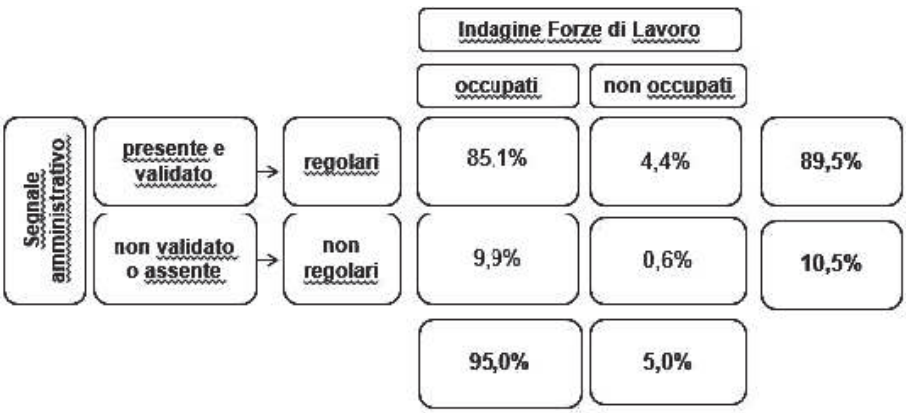
È stato quindi implementato un modello probabilistico per misurare e correggere statisticamente questi errori di sovra- o sotto-copertura e che conferma o invalida il segnale amministrativo e la qualifica di occupato o non-occupato derivante dall'indagine. Questo modello ha consentito non solo di correggere la distorsione tipica degli archivi amministrativi (cancellando le coperture contributive risultate "deboli"), ma anche di misurarla e di ricavare quindi dei coefficienti da utilizzare per la correzione delle stime sulle posizioni lavorative regolari fornite dalla base dati sui datori di lavoro, in particolare quelle provenienti da archivi amministrativi. La correzione è risultata particolarmente incisiva nei settori agricoli, per i lavori domestici e per le posizioni indipendenti.

La base dati integrata (e corretta) permette quindi di classificare ogni posizione lavorativa come regolare, quando ad essa è associato un segnale amministrativo validato (legato al pagamento dei contributi) o non-regolare, quando non è presente un segnale amministrativo validato.

La Figura 1 mostra a titolo esemplificativo il risultato del processo di validazione per l'anno 2021 (la struttura non cambia nel tempo

in modo significativo). I segnali amministrativi vengono validati quasi nel 90% dei casi, soprattutto laddove il lavoratore si sia dichiarato occupato nell'indagine, ma ci sono anche situazioni in cui il segnale amministrativo "vince" sull'autodichiarazione, ossia lavoratori che si sono dichiarati come non occupati, ma vengono classificati come lavoratori regolari. Questo succede nel caso di segnale amministrativo "forte", ossia in caso di presenza in dati amministrativi con elevata qualità e con indicazione specifica di periodi di lavoro nella settimana di riferimento. Questi casi contano per circa il 4% del totale di individui che hanno un segnale amministrativo e/o si sono dichiarati occupati nell'indagine, mentre la coerenza tra presenza di segnale amministrativo e autodichiarazione come occupato è per l'85% dei casi. La presenza del segnale amministrativo qualifica il lavoratore come regolare. Nel 10% dei casi invece il lavoratore è definito come irregolare, nella maggior parte dei casi si tratta di lavoratori con segnale amministrativo assente, ma ci sono anche dei casi in cui il segnale amministrativo è presente, ma non viene validato (poco meno dell'1% dei casi).

Figura 1: I risultati della procedura di integrazione



Dal lato dell'offerta di lavoro la base dati deve essere completata con l'aggiunta delle componenti non coperte da RFL, ossia i non residenti e i residenti in convivenze.

Nel primo caso si possono distinguere i non residenti con titolo a soggiornare da quelli illegalmente presenti sul territorio. La lista delle persone non residenti con titolo a soggiornare derivata dal Registro base degli individui (titolari di permessi di soggiorno e cittadini comu-

nitari presenti sul territorio economico) è integrata a livello micro con tutti gli archivi amministrativi per identificare e misurare il numero di posizioni in media annua. Le posizioni lavorative individuate all'interno di archivi contributivi sono state classificate come regolari, analogamente a quanto avviene per la popolazione residente. Per stimare la componente di lavoro non-regolare sono effettuati degli aggiustamenti specifici, ipotizzando che questa tipologia di stranieri, presente in modo legale sul territorio italiano, abbia lo stesso comportamento lavorativo, in termini di tassi di regolarità/non regolarità, degli stranieri residenti rilevati dalla RFL. Le posizioni non regolari sono quindi stimate applicando ai regolari di questa popolazione dei rapporti calcolati per la popolazione straniera residente secondo l'indagine RFL, integrata con gli archivi amministrativi ed opportunamente stratificata[8]. Invece la componente dei non residenti senza titolo a soggiornare, essendo presente sul territorio in modo non regolare, è classificata interamente come non regolare anche dal punto di vista lavorativo. Non esistendo fonti dirette che misurano la popolazione irregolarmente presente sul territorio né il relativo stato occupazionale, le stime sono derivate indirettamente a partire dalla stima della popolazione illegalmente presente sul territorio a cura dell'Istituto[9].

Infine l'occupazione dei residenti in convivenze deriva dall'integrazione dei dati del Censimento popolazione e dati amministrativi, secondo la procedura descritta sopra.

Le basi dati così costruite misurano l'occupazione da due diversi punti di vista e riescono a coglierne segmenti differenti e solo in parte sovrapponibili. Entrambe registrano la componente regolare fornendone due misure che, seppur stimate in maniera indipendente, sono statisticamente convergenti[10]. Pertanto per stimare questa componente si è scelto di privilegiare la base dati sui datori di lavoro per via della natura censuaria e della ricchezza dei dettagli informativi, che per-

[8] Gli strati sono definiti secondo la posizione (dipendente, indipendente), la cittadinanza (4 continenti), il genere (maschio/femmina), la classe di età (3 classi) e la ripartizione territoriale di svolgimento dell'attività lavorativa (Nord-Ovest, Nord-Est, centro, sud e isole).

[9] Tali dati sono inclusi nelle stime della popolazione presente prodotta annualmente dalla Direzione delle statistiche demografiche e del censimento della popolazione, secondo l'art. 4 del regolamento EU QMVP n, 1260/2013.

[10] Il test di convergenza è effettuato confrontando gli occupati che derivano dalle due stime. Il test si basa sul calcolo di intervalli di confidenza del 95% su entrambe le stime: la stima dei lavoratori regolari derivante dalla base dati sui lavoratori e la stima dei regolari derivante dalla base dati sui datori di lavoro.

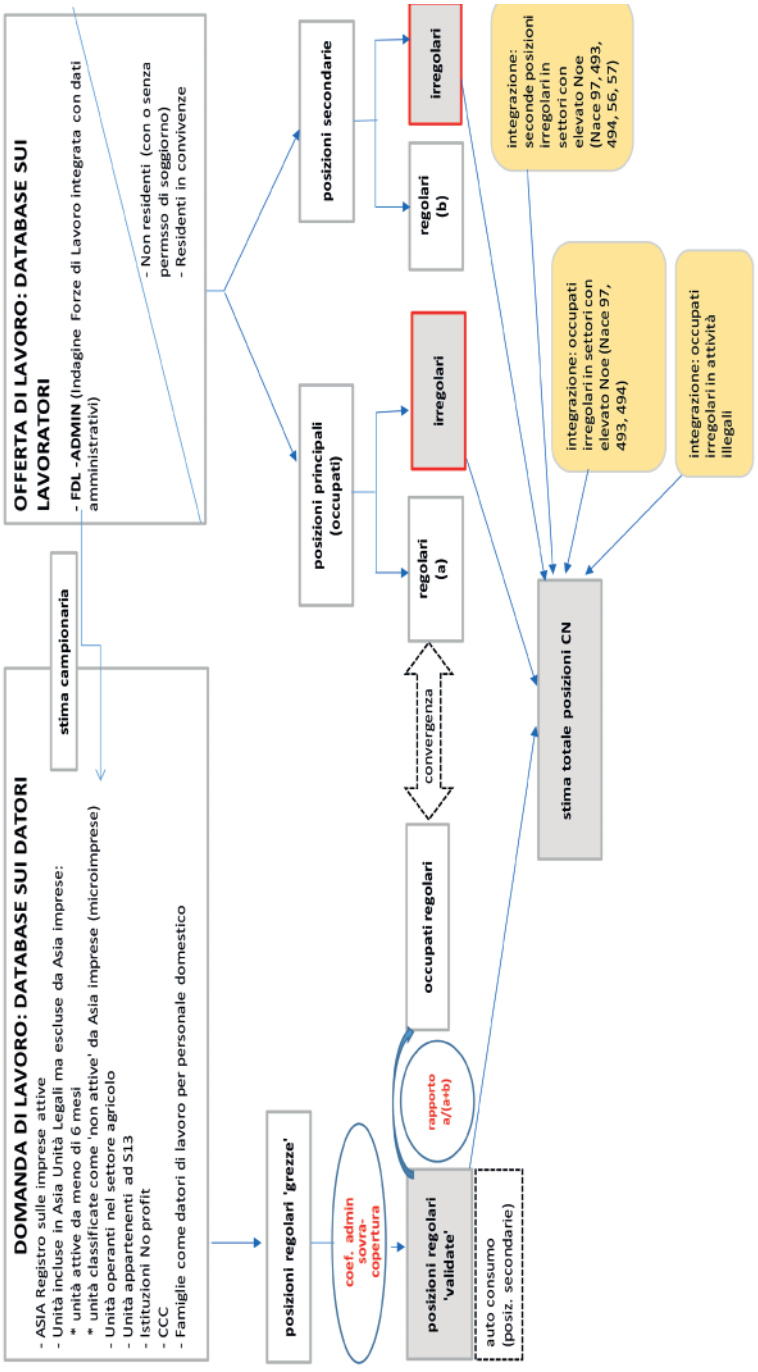
mette una puntuale classificazione dei lavoratori per unità economica, quindi per settore di attività economica, settore istituzionale, forma giuridica etc. Diversamente, la componente non regolare dell'occupazione è individuata e misurata solo dalla base dati sui lavoratori, che è la base della stima. L'occupazione complessiva è data dalla somma delle due componenti.

Vengono infine effettuate delle integrazioni a livello macro per garantire l'esaustività delle stime. Queste riguardano componenti non misurate (né misurabili) dalla RFL o dai dati amministrativi, come il lavoro sottostante i circuiti dell'economia illegale o il lavoro legato alla produzione agricola per autoconsumo o autoproduzione di beni di investimento (costruzioni), ma anche integrazioni specifiche effettuate per mettere in coerenza domanda ed offerta di servizi. In particolare per il lavoro domestico, utilizzando l'indagine Multiscopo sulle famiglie e sui servizi di trasporto su strada di merci e passeggeri, utilizzando l'archivio ACI sui veicoli circolanti.

La Figura 2 mostra lo schema del processo di stima e le relazioni tra la stima campionaria sulla base dati sui lavoratori e la base dati sui datori di lavoro.

Per l'anno 2021 (anno di benchmark dell'ultima revisione dei conti nazionali) il processo produce circa 25 milioni di occupati. Di questi circa 22,6 milioni sono gli occupati regolari e 2,5 gli occupati irregolari. La Tavola 2 mostra il dato di partenza di Forze di lavoro (22,5 milioni di lavoratori). Il primo aggiustamento è concettuale, vengono aggiunti circa 200 mila occupati che non sono occupati secondo le definizioni di Forze di lavoro ma sono occupati secondo le definizioni CN (prevalentemente dipendenti in cassa integrazione da oltre 3 mesi). Altre correzioni riguardano il differente concetto di residenza: l'indagine è diretta alle famiglie residenti (nel campionamento sono escluse le convivenze) mentre per CN è determinante la residenza dell'unità di produzione e non quella del lavoratore (occupazione nazionale vs occupazione interna). Di conseguenza la prima misura gli occupati residenti, indipendentemente dal fatto che lavorino o meno in unità residenti (sono ad esempio inclusi i lavoratori frontalieri che lavorano oltre confine). Per questo motivo vanno inclusi lavoratori in convivenza, i frontalieri non residenti che lavorano in unità residenti, gli stranieri presenti ma non residenti, ma esclusi gli occupati che lavorano presso unità non residenti (frontalieri in uscita, lavoratori per organizzazioni internazionali).

Figura 2 - Schema del processo di stima di occupati e posizioni nella Contabilità Nazionale



Nel complesso vengono aggiunti quasi 700 mila occupati. L'aggiunta più consistente deriva dal processo di integrazione delle fonti amministrative a testimonianza del fatto che nessuna fonte è perfetta. In particolare la RFL è soggetta ad errori campionari e non campionari, come tutte le rilevazioni, pur essendo un'indagine con un campione molto numeroso. Va considerata infatti la ritrosia degli intervistati nel dichiarare le posizioni irregolari come il fatto che alcuni lavoratori (come gli autisti di camion) sono assenti per lunghi periodi e quindi sono difficilmente presenti per rispondere alle interviste. Ci sono poi altre posizioni lavorative molto frammentarie (svolte per periodi molto brevi o con scarsa remunerazione) che sono di difficile individuazione. L'integrazione complessiva da fonti amministrativa e da integrazioni macro ammonta a circa 1,5 milioni di occupati.

Tavola 2. Bridge table: occupati nella Rilevazione delle Forze di lavoro e nella Contabilità nazionale

anno 2021, dati in migliaia di persone

Occupati	**2021**
Occupati residenti in famiglie (RFL)	22.554
Aggiustamento per nuova definizione da regolamento Fdl vs CN	193
RFL integrata con dati amministrativi	1.203
Occupati residenti in convivenze	78
Residenti occupati in unità produttive non residenti o in organizzazioni extraterritoriali	-144
Occupati non residenti	750
Integrazione da altre fonti e metodi	435
Totale occupati interni (CN)	**25.069**

3. L'introduzione di una nuova fonte: le Certificazioni Uniche

Come specificato nel paragrafo precedente, l'approccio micro consente lo sfruttamento di tutte le informazioni disponibili per la messa a coerenza delle informazioni desunte dall'indagine campionaria RFL e gli archivi amministrativi. Come descritto, l'ipotesi alla base della classificazione dei lavoratori tra regolari e irregolari è che [sia possibile individuare i primi a partire dalla presenza nelle fonti amministrative, ma soprattutto che] le fonti amministrative a disposizione dell'I-

stat siano esaustive di tutta la componente di lavoro regolare e che i rispondenti all'indagine riportino di essere occupati anche nel caso di posizioni irregolari, in modo da fornire i parametri del modello probabilistico che integra la stima dell'occupazione irregolare sulla base anche di rispondenti che non hanno dichiarato ore di lavoro.

Il modello adottato per le stime dell'occupazione, che valida i segnali di occupazione dal lato della domanda e da quello dell'offerta di lavoro, si è rivelato abbastanza solido; è stato recentemente aggiornato e testato con l'introduzione di una nuova fonte di dati amministrativi in occasione della recente revisione dei conti nazionali, pubblicata lo scorso settembre. Poiché i dati macroeconomici sono importanti per le analisi in serie storica, le metodologie di stima vengono mantenute costanti nel tempo. Solo ogni cinque anni si apre una finestra per apportare cambiamenti di fonti e/o metodologie di stima, che necessita la ricostruzione di tutte le serie storiche. L'ultima revisione si è appena conclusa con la pubblicazione nel settembre 2024 delle serie per gli anni 1995-2023. A seguito della revisione dei conti annuali, sono stati riallineati i conti trimestrali, i conti istituzionali e seguiranno i conti territoriali.

Per le stime dell'occupazione si è sfruttata questa finestra per introdurre, tra le altre cose, una nuova fonte per le stime della componente indipendente. Si è infatti esplorata la sezione delle Certificazioni Uniche riguardante il lavoro autonomo che fino ad ora non era disponibile in Istat e non rientrava pertanto nel processo di stima dei lavoratori indipendenti, precedentemente individuati principalmente tramite l'archivio delle partite IVA, gli archivi INPS dei parasubordinati e degli indipendenti agricoli, l'archivio soci e persone d'impresa delle camere di commercio.

Le Certificazioni uniche per i lavoratori autonomi (CU) sono dichiarazioni fiscali a carico dei datori di lavoro (per i lavoratori dipendenti) o dei committenti (per i non dipendenti) che agiscono da sostituti per il pagamento di imposte e contributi. Pur introdotte nel 2016, le Certificazioni sono entrate nella disponibilità dell'Istat solo in anni più recenti, comunque in ritardo per essere utilizzate nel processo di stima nel precedente benchmark. Mentre la dichiarazione che riguarda i dipendenti non copre popolazioni diverse da quelle già rilevate nelle fonti previdenziali, la parte sugli autonomi include prestazioni di lavoratori che svolgono attività occasionali e che non hanno obbligo di iscrizione a una gestione previdenziale o di avviare una partita IVA, risultando quindi escluse dalle fonti utilizzate in precedenza. La mi-

gliore copertura di questa sotto-popolazione ha permesso quindi non solo di individuare un segmento di occupazione che sfuggiva alle stime precedenti, ma anche di correggere la sovrastima di posizioni di lavoro indipendente irregolare e la complementare sovrastima di quelle regolari, distorsioni a cui erano soggette le stime precedenti. Vi pesava la mis-classificazione di questa categoria di lavoratori, presenti come occupati nell'indagine RFL ma non coperti in precedenza dagli archivi amministrativi.

Il trattamento delle CU è stato inserito nella procedura esistente in modo coerente con il trattamento delle fonti precedentemente trattate. Infatti per evitare duplicazioni di posizioni lavorative, sono stati utilizzati solo i record delle CU relativi alle posizioni lavorative (coppie distinte committente-lavoratore) non presenti negli altri archivi amministrativi o database statistici, che corrispondono a circa due milioni di posizioni lavorative, non riportate in media annua. Come specificato si tratta prevalentemente di prestazioni occasionali, altrimenti sarebbero soggette ad obbligo contributivo: il riporto in media annua è più che mai necessario. Diversamente da altri modelli previdenziali, nei modelli delle CU non è presente l'informazione sulla durata della prestazione (necessaria per il riporto in media annua, pur non rilevante ai fini della dichiarazione), ma solo l'informazione relativa al compenso lordo percepito. Per quantificare l'input di lavoro prestato si è quindi confrontata questa informazione con quella di una tipologia di lavoro con caratteristiche assimilabili (parasubordinati di alcune categorie: collaboratori occasionali, collaboratori di giornali e riviste, partecipanti a collegi e commissioni) ma per le quali è calcolabile un compenso annuale di una posizione lavorativa. Dividendo il compenso lordo dei lavoratori CU per questo ammontare, sono state ricavate intorno alle 300 mila posizioni in media annua. Queste sono quindi nuove posizioni lavorative regolari che non erano incluse nelle stime precedenti, benché non tutte si traducano in occupati aggiuntivi. Più della metà riguardano infatti individui presenti in altri archivi (con posizioni lavorative diverse, ad esempio da dipendente), traducendosi pertanto in seconde posizioni regolari; tuttavia la quota rimanente, prossima al 40%, è effettivamente riconducibile a nuovi occupati regolari, che non erano precedentemente tracciati.

Se il processo di stima fosse perfetto e non ci fossero errori campionari e non campionari in nessuna delle due basi dati costruite, sia quella dei lavoratori che dei datori di lavoro, con l'aggiunta di questa fonte dovremmo assistere ad un analogo calo dell'occupazione irregolare

rispetto alle stime condotte con la precedente procedura: le posizioni assenti nella base dati dei datori di lavoro sarebbero dovute essere tracciate in quella dei lavoratori. In realtà, come già detto, si tratta di una tipologia di occupazione particolare, caratterizzata da impieghi molto saltuari e per brevi periodi, che interessano un gruppo di individui relativamente piccolo e per i quali l'errore campionario può essere particolarmente rilevante, infatti non tutti sono stati colti dalla RFL. Si assiste quindi ad una diminuzione dell'occupazione irregolare, ma di minore entità rispetto all'aumento dell'occupazione regolare. Solo gli individui che hanno effettivamente dichiarato nella RFL di avere svolto delle prestazioni lavorative nella settimana di riferimento dell'indagine sono occupati che cambiano status (da irregolare, secondo la precedente procedura, a regolare, con la procedura attuale). Gli altri costituiscono nuova occupazione che quindi sfuggiva dalle stime nella precedente procedura di calcolo.

L'effetto finale dell'introduzione di questa fonte rispetto alle stime effettuate con la metodologia precedente è quindi una revisione al rialzo dell'occupazione complessiva rispetto alle precedenti stime, che pesa intorno all'1% del totale degli occupati indipendenti; a sua volta, corrisponde al 2% di aumento dell'occupazione regolare e quasi al 10% di diminuzione dell'occupazione indipendente irregolare.

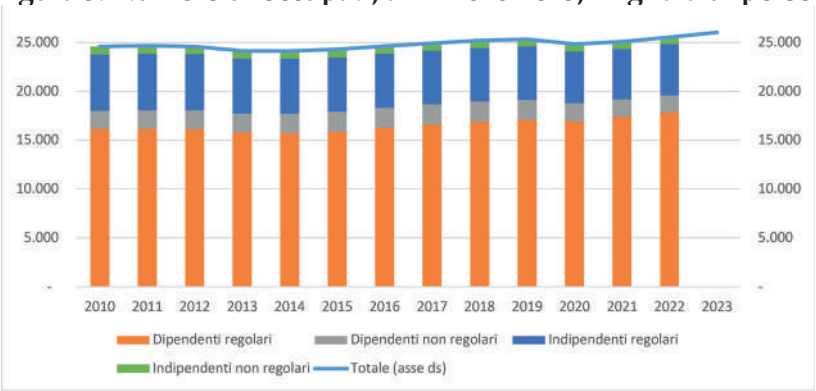
3. I risultati

Dopo la flessione nel 2012 e soprattutto nel 2013, con l'esaurirsi della pesante crisi finanziaria legata al debito sovrano il numero di occupati ha registrato un progressivo rialzo dal 2014, sino a superare nel 2016 il livello di cinque anni prima (Fig. 3). Una nuova battuta di arresto si registra nel 2020 con l'aggravarsi dell'emergenza sanitaria da Covid-19; in questo caso il recupero è risultato più rapido rispetto alla crisi precedente e già nel 2022 il numero di occupati ha superato il livello del 2019.

La quota di occupazione dipendente, pari al 73% nel 2010, è aumentata nel tempo, soprattutto a partire dal 2014, raggiungendo il 77% nel 2023. Questo è dovuto al fatto che, mentre il numero degli occupati dipendenti ha ricominciato a crescere subito dopo la crisi del 2012-13, quello degli indipendenti ha continuato a diminuire più a lungo, seppure a tassi contenuti. Anche la crisi sanitaria del 2020 ha colpito i lavoratori indipendenti in modo più marcato; benché questa componente abbia ripreso a crescere, come quella dipendente, già nel 2021, il suo

miglioramento è stato più lento e nel 2023 il numero degli occupati indipendenti non ha ancora recuperato il livello del 2019.

Figura 3: Numero di occupati, anni 2010-2023, migliaia di persone[11]



Fonte: Istat, Conti nazionali

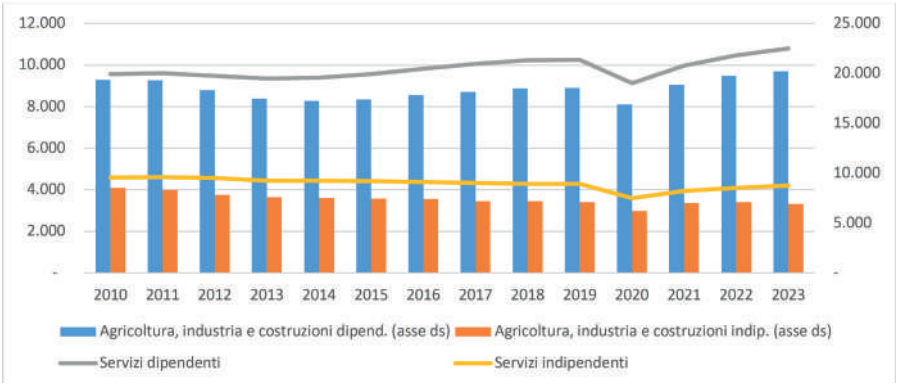
La flessione dell'input di lavoro durante la crisi da Covid-19 è stata più accentuata secondo la serie delle ore lavorate (Figura 4), che misurano la quantità di lavoro effettivamente erogata. È infatti da notare che per la Contabilità nazionale le persone in cassa integrazione continuano ad essere conteggiate come occupati in quanto mantengono il posto di lavoro. È quindi dal totale delle ore lavorate che si misura la quantità effettiva di lavoro: la sua flessione durante la pandemia è molto più marcata di quella del numero di occupati, soprattutto per i dipendenti, sia nei servizi che nei settori dell'agricoltura, industria e costruzioni.

È interessante osservare l'andamento delle ore lavorate nelle diverse attività economiche, in particolare analizzando il settore delle costruzioni, coinvolto dalle attività legate ai bonus edilizi, tra cui il Superbonus. Dalla Figura 5 si nota che nel periodo post-pandemico la crescita delle ore lavorate nel settore delle costruzioni è più marcata rispetto a quella riferita al totale dell'economia (che pure contiene il settore), a testimonianza del fatto che i bonus edilizi hanno largamente contribuito alla ripresa del Pil italiano dopo lo stop dovuto alla pandemia. Durante la precedente crisi finanziaria le ore lavorate nel settore delle costruzioni avevano inoltre registrato una contrazione più pronunciata rispetto

[11] Per il 2023 il numero degli occupati irregolari sarà pubblicato con le stime definitive dei conti, nel settembre 2025.

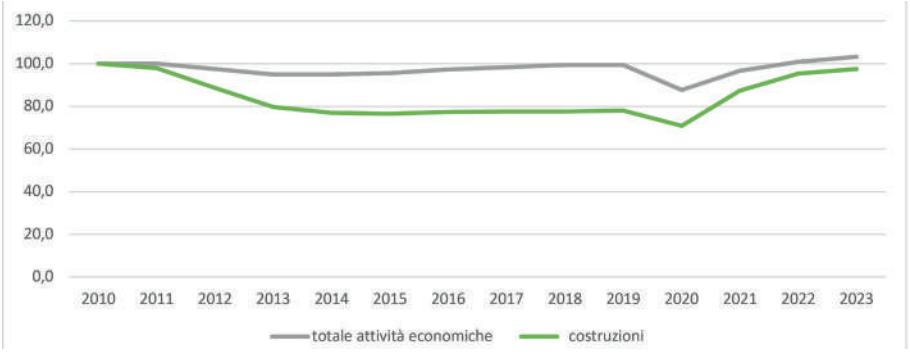
al totale dell'economia, riflettendo gli effetti recessivi della contrazione del credito erogato alle imprese edili.

Figura 4: Numero di ore lavorate, anni 2010-2023, milioni di unità[12]



Fonte: Istat, Conti nazionali

Figura 5: Numero di ore lavorate nel totale economia e nelle costruzioni (Indici 2010=100)



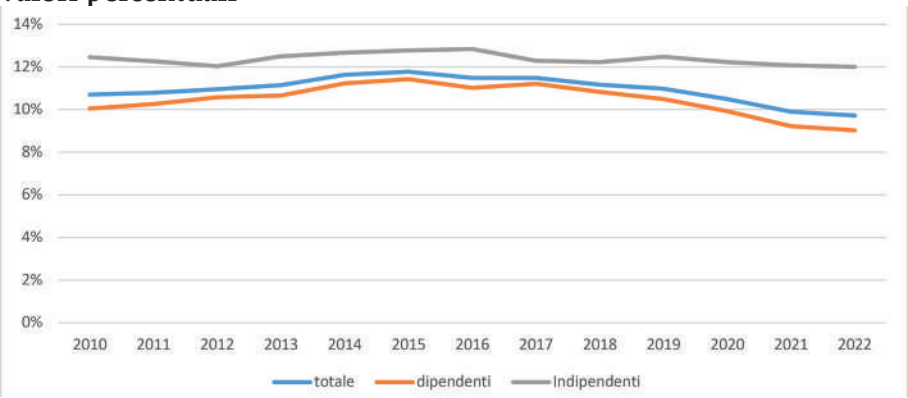
Fonte: Istat, Conti nazionali

Considerando il numero degli occupati, nel 2022 la componente irregolare rappresenta il 9.7% del totale, con un'incidenza maggiore per i lavoratori indipendenti (12%; 9% per i lavoratori dipendenti). Il tasso di irregolarità (calcolato come numero di occupati irregolari sul totale degli occupati) aumenta tra il 2010 ed il 2015. La crescita è dovuta

[12] Il numero degli occupati irregolari non viene pubblicato con le stime provvisorie del 2023 rilasciate nel settembre 2024. Sarà pubblicato nel settembre 2025 con le stime definitive.

all'aumento dell'incidenza dei lavoratori irregolari tra i dipendenti (Figura 6). Dopo il 2015 il tasso di irregolarità diminuisce, in modo ancora più marcato dal periodo della pandemia. Per i lavoratori indipendenti il tasso di irregolarità si mantiene sempre intorno al 12%.

Figura 6: Tassi di irregolarità nel totale economia, anni 2010-2022, valori percentuali



Fonte: Istat, Conti nazionali

4. Conclusioni

La stima dell'occupazione nei conti nazionali è un processo complesso che richiede l'integrazione di dati di diversa natura (indagini e dati amministrativi; campionari ed esaustivi). L'utilizzo diretto di dati amministrativi amplia il set informativo su cui costruire le stime. Va tuttavia tenuto presente che la loro gestione è complessa perché, rispondendo a finalità amministrative e non statistiche, essi devono essere trattati ed il contenuto deve essere armonizzato con le definizioni statistiche. Oltretutto sono archivi soggetti alla normativa che è in continua evoluzione. I processi statistici devono fare in modo che tali cambiamenti non impattino sui risultati delle stime, ma devono anche essere in grado di sfruttarli al meglio quando consentono di ampliare il set informativo disponibile. L'introduzione di maggiori informazioni deve naturalmente essere supportata da cambiamenti e innovazioni metodologiche che rendono il processo di produzione statistica quanto mai "vivo", richiedendo continui aggiornamenti. Non ci sono stime definitive, è sempre possibile migliorare!

In prospettiva, l'Istat sta investendo sulla costruzione di registri statistici: si tratta di dati individuali integrati sull'intera popolazione di

riferimento in grado di produrre statistiche ufficiali attraverso l'utilizzo di più tipologie di fonti (amministrative o statistiche) armonizzate e trattate statisticamente. Nello specifico, il Registro tematico del lavoro che al momento è limitato prevalentemente all'occupazione dipendente si sta consolidando ed includerà nel futuro diverse fonti fiscali, tra cui le CU, garantendo la copertura completa anche per la componente degli indipendenti. È probabile quindi che per la componente di occupazione regolare la contabilità nazionale acquisirà a breve i dati direttamente da Registro anziché dalle varie fonti di dati amministrativi.

Riferimenti bibliografici

AA.VV., Soluzioni metodologiche per l'utilizzo integrato delle fonti statistiche per le stime dell'occupazione, Working Papers Istat, N.19, 2015, https://www.istat.it/it/archivio/176539

AA.VV., I nuovi conti nazionali in SEC 2010. Innovazioni e ricostruzione delle serie storiche (1995-2013), Nota informativa Istat 6 ottobre 2014, https://www.istat.it/it/archivio/133556

Battellini Federica: La stima dell'input di lavoro in agricoltura nel quadro dei conti economici nazionali, Agriregionieuropa anno 14 n°55, Dic 2018

Eurostat, European System of Accounts. ESA2010, 2013

https://eur-lex.europa.eu/legal-content/IT/ALL/?uri=CELEX%3A32013R0549

Istat, Il mercato del lavoro, una lettura integrata, Comunicato stampa 12 settembre 2024 https://www.istat.it/wp-content/uploads/2024/09/Mercato-del-lavoro-II-trim_2024.pdf

Istat, Il monitoraggio e la valutazione della qualità del Sistema Integrato dei Registri, Working Papers Istat, N.7, 2023, https://www.istat.it/wp-content/uploads/2023/12/IWP-7-2023.pdf

Istat, Rilevazione sulle forze di lavoro (RFL), https://www.istat.it/informazioni-sulla-rilevazione/forze-lavoro/

United Nations (UN) Statistical Division—2008 System of National Accounts

https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/sna2008.pdf

Misure e indicatori dell'input di lavoro trimestrale*,**

Antonella Baldassarini, Danilo Birardi e Maria Giovanna Piras

Istat – Istituto nazionale di statistica

Introduzione

A giugno del 2006, l'Istat ha completato la revisione delle serie dei conti economici trimestrali dall'anno 1980[1]. Tale revisione è avvenuta successivamente a quella che ha interessato i conti economici annuali effettuata in ottemperanza ai regolamenti comunitari e che è stata completata a marzo dello stesso anno[2].

I principali elementi innovativi del nuovo sistema di contabilità trimestrale riguardano le fonti di informazione, il metodo di destagionalizzazione e di ricostruzione delle serie storiche, l'uso di procedure di stima più vicine a quelle utilizzate per la contabilità annuale.

Come gli altri aggregati, anche le stime trimestrali sull'input di lavoro sono state oggetto di un'importante revisione che ha riguardato in primo luogo la predisposizione di una nuova procedura di stima per il monte ore lavorate, una misura dell'input di lavoro che affianca le

* Nota degli editori: il testo è una ristampa del lavoro pubblicato in "La revisione generale dei conti nazionali 2005. Atti del convegno", Istat, 21-22 giugno 2006

**Il lavoro è stato svolto congiuntamente dagli autori. Antonella Baldassarini, tuttavia, ha redatto l'introduzione, i paragrafi 1, 2 e 5 e i sottoparagrafi 3.1, 3.4, 4.1 e 4.4; Danilo Birardi i sottoparagrafi 3.2, 3.3; Gianna Piras i sottoparagrafi 4.2 e 4.3.

[1] Comunicato stampa "*Conti economici trimestrali. IV trimestre 2005*" del 28 marzo 2006.

[2] Per approfondimenti si veda la Nota informativa "*Conti economici nazionali. Anni 1992-2000*" del 22 dicembre del 2005 e la nota metodologica allegata "Principali innovazioni della revisione generale dei conti nazionali. Anno base 2000" disponibili sul sito www.istat.it.

stime fino ad oggi prodotte rappresentate dalle unità di lavoro e dagli occupati interni.

Le stime dell'input di lavoro trimestrali sono oggi più coerenti rispetto al passato con il quadro generale dei conti nazionali, rappresentato dal Sistema europeo dei conti (Sec95), e con il nuovo ruolo che tali stime stanno acquisendo a livello nazionale ed internazionale quali indicatori di riferimento per le politiche di programmazione economica.

Negli ultimi anni, in particolare, la domanda degli utilizzatori dei conti nazionali si è modificata rivolgendosi verso le ore lavorate quale misura del fattore lavoro più idonea ad assicurare la comparabilità internazionale delle stime sulla produttività e sulla dinamica del PIL.

Tale esigenza è stata manifestata con sempre maggiore insistenza anche da parte di istituzionali internazionali quali la Commissione europea, la Banca centrale europea e l'Ocse, attraverso l'approvazione di regolamenti che impegnano i diversi paesi alla trasmissione di tali stime[3].

Il Regolamento comunitario che impegna la Contabilità nazionale a fornire dati trimestrali sull'input di lavoro espresso in termini di ore lavorate è il Regolamento (Ce) n.1267/2003[4]. Nel giugno del 2005 sono stati, inoltre, riformati dal Consiglio europeo il patto di stabilità e di crescita (Regolamento Ce N. 1467/97 del 27 giugno) e le linee guida sul formato e i contenuti dei programmi di stabilità e di convergenza. Nelle nuove linee guida si stabiliscono gli indicatori di riferimento per l'analisi del mercato del lavoro rappresentati dagli occupati interni e dalle ore lavorate, nonché dalle stime della produttività del lavoro relativamente ai due indicatori.

Numerosi sono anche i regolamenti comunitari che impegnano diverse strutture produttrici di dati a trasmettere ad Eurostat le ore lavorate[5] il cui obiettivo prioritario è quello di stabilire una struttu-

[3] La Banca centrale europea, con un regolamento datato ottobre 2002 (CON/2002/25 del 3 ottobre), ha espresso un proprio parere che rafforza la richiesta di trasmissione dei dati sull'occupazione espressi in ore, divenuti sempre più importanti a causa dell'evoluzione nelle pratiche in materia di occupazione che si manifestano, ad esempio, nel ricorso crescente all'impiego del tempo parziale.

[4] Tale regolamento modifica il precedente Regolamento (Ce) n.2223/96 del Consiglio per quanto riguarda le scadenze di trasmissione dei principali aggregati, tra cui le stime sulle ore lavorate.

[5] I Regolamenti comunitari attualmente in vigore, che prevedono la trasmissione di dati sulle ore lavorate, sono i seguenti:

ra comune per la produzione di statistiche congiunturali necessarie ai fini delle analisi dell'evoluzione della domanda, dell'offerta dei fattori della produzione e dei prezzi.

Il presente lavoro si compone di diverse sezioni. Nella prima sezione sono riportati alcuni brevi cenni sulle metodologie di stima utilizzate nell'ambito della contabilità trimestrale. Nella seconda sezione sono presentati gli indicatori congiunturali di riferimento utilizzati ai fini della stima degli occupati interni e delle unità di lavoro. Nella terza sezione è presentata la procedura di stima delle unità di lavoro e degli occupati interni. Nella quarta sezione sono descritti gli indicatori e la procedura di stima delle ore lavorate. Nella quinta sezione sono riportate alcune considerazioni conclusive.

1. Brevi cenni sulla metodologia di stima dei conti trimestrali

La mancanza di informazioni dirette ed affidabili a cadenza infrannuale, in Italia come in gran parte dei paesi europei, ha condizionato e continua ancora oggi ad influenzare le scelte metodologiche riguardo ai metodi di calcolo da utilizzare ai fini della stima dei conti economici trimestrali.

La costruzione di serie trimestrali in Contabilità nazionale si basa su procedure statistiche denominate *indirette*. Il metodo consiste nel ripartire il dato annuale per trimestre secondo l'andamento dell'indicatore di riferimento, sia grezzo sia depurato dalla componente stagionale, rispettando il vincolo che in ciascun anno la somma dei dati trimestrali risulti pari al dato annuale. I modelli matematici e statistici utilizzati dall'Istat sono conosciuti in letteratura come metodi ottimali e rientrano nella categoria dei *metodi di disaggregazione temporale*.

I metodi ottimali, in generale, uniscono la fase di stima preliminare del modello e quella di aggiustamento delle eventuali discrepanze rispetto al dato annuale noto in un'unica procedura; quest'ultima uti-

- Regolamento Ce n.58/97 del Consiglio relativo alle statistiche strutturali sulle imprese;
- Regolamento Ce n.1165/98 del Consiglio relativo alle statistiche congiunturali, recentemente emendato dal Regolamento n.1158/2005;
- Regolamento Ce n.530/1999 del Consiglio relativo alle statistiche sulla struttura delle retribuzioni e del costo del lavoro;
- *Action Plan of EMU Statistical Requirements, European Commission* (Eurostat) in stretta collaborazione con la Banca centrale europea, 25 settembre 2000.

lizza tutte le informazioni disponibili in un modello di regressione lineare che comprende sia le informazioni annuali sia le informazioni trimestrali ad esse associate.

Una delle più interessanti innovazioni metodologiche introdotte nell'attuale revisione dei conti trimestrali ha riguardato i metodi di disaggregazione delle stime[6].

Tra i procedimenti statistici che consentono di trasformare una serie annuale in una serie a frequenza più elevata riproducendo in modo non distorto l'indicatore e minimizzando le discrepanze, la Contabilità nazionale utilizza il metodo di Chow e Lin[7] nella versione proposta da Barbone e altri[8]. Le stime attuali si basano su un nuovo modello di stima dei valori trimestrali in corso d'anno che utilizza il metodo della massima verosimiglianza e non i minimi quadrati generalizzati come l'approccio metodologico precedente all'attuale revisione[9].

In realtà, nel corso del tempo il metodo di Chow e Lin è stato rivisto da altri autori tra i quali Fernandez (1981) il cui modello di riferimento concettuale risulta piuttosto semplice consentendo, inoltre, di modellare anche i logaritmi. Attualmente il metodo di Fernandez affianca il metodo di Chow e Lin; per ciascuna serie storica, in particolare, la scelta del metodo di disaggregazione temporale da applicare è condizionata ad una valutazione comparata ed in serie storica della qualità delle stime in corso d'anno. In genere, la procedura di Fernandez è stata applicata in tutti quei casi in cui l'errore annuale della stima è risultato modesto.

[6] Per approfondimenti si veda il "*Rapporto finale della Commissione di studio sul trattamento dei dati ai fini dell'analisi congiunturale*", Istat novembre 2005.

[7] Chow G. e Lin A.L. (1971)

[8] Barbone L., Bodo G. e Visco I. (1981).

[9] Diversi dei miglioramenti introdotti nelle nuove procedure di stima trimestrali sono il risultato dei lavori svolti dalla "Commissione di studio sulle tecniche di disaggregazione temporale per l'utilizzo dei conti economici trimestrali" nominata dall'istat nel dicembre del 2005 e presieduta dal Prof. Tommaso Di Fonzo (Università di Padova). La disamina delle tecniche attualmente utilizzate dall'Istat ha portato, ad esempio, ad utilizzare una corretta espressione della matrice di covarianza aggregata del modello di regressione per l'ottimizzazione della funzione obiettivo nella fase di stima dei parametri. L'utilizzo della procedura di stima di massima verosimiglianza consente, invece, di superare le criticità del modello di Chow e Lin che, basandosi su un modello di stima dei minimi quadrati generalizzati, comportava una sistematica distorsione verso l'alto dei parametri autoregressivi.

La procedura di destagionalizzazione utilizzata è Tramo-Seats[10] proposta dagli studiosi Gòmez e Maravall[11]. Tale procedura di destagionalizzazione opera nel senso della riduzione della soggettività dei metodi che correggono la stagionalità proponendo una standardizzazione della stessa e dei test statistici che consentono di operare delle scelte più oggettive. La procedura consente, in particolare, di identificare, destagionalizzare e, se necessario, prevedere gli aggregati o gli indicatori trimestrali, adottando un approccio del tipo *model-based* che tiene conto del processo stocastico, quindi della struttura probabilistica, delle serie oggetto di studio. La procedura è divisa in due fasi: Tramo e Seats. La prima consente di eliminare dalla serie storica gli effetti deterministici connessi al diverso numero dei giorni lavorativi, alla presenza di festività mobili (ad esempio, la Pasqua) e ai valori anomali; inoltre, identifica e stima il modello Arima sottostante la serie storica oggetto di studio. La seconda effettua la destagionalizzazione della serie storica utilizzando il modello Arima identificato dalla prima fase.

La serie oggetto di studio viene prima identificata in modo automatico e, successivamente, l'analisi della diagnostica prodotta dalla procedura stessa consente di stabilire se occorre intervenire sul modello prescelto. Nel caso in cui i parametri della procedura automatica siano accettati, allora questi sono fissati per i trimestri successivi e sono rivisti solo quando è disponibile la nuova stima annuale di ciascun aggregato.

Un altro aspetto importante dell'attuale revisione riguarda l'aggiornamento degli indicatori di riferimento delle stime annuali. L'utilizzo di nuovi indicatori si è reso necessario per tener conto della revisione delle indagini statistiche alla base della procedura. Ai fini della ricostruzione delle serie storiche trimestrali, tuttavia, un peso rilevante hanno avuto gli indicatori già utilizzati nelle versioni precedenti dei conti, che hanno rappresentato un patrimonio informativo imprescindibile.

[10] Tramo-Seats sta per *Times Series Regression with Arima Noise, Missing Observations and Ouliers – Signal Extraction in ArimaTimes Series.*

[11] Gòmez e Maravall (1997).

2. Le diverse misure dell'input di lavoro e accenni alla procedura di stima

Uno dei requisiti fondamentali soddisfatto dalla contabilità trimestrale è quello di fornire dati infrannuali sull'occupazione coerenti il sistema dei conti economici (Sec95). Il sistema prevede che l'input di lavoro possa essere misurato in termini di: a) persone occupate, calcolate secondo il concetto di occupazione interna proprio della Contabilità nazionale; b) posizioni lavorative, ossia l'insieme dei posti di lavoro che ciascun individuo può ricoprire anche in settori di attività economica diversi; c) unità di lavoro, che rappresentano la trasformazione a tempo pieno dell'ammontare stimato delle posizioni lavorative; d) il monte ore effettivamente lavorate.

Il concetto di *occupazione interna* differisce dal concetto di *occupazione nazionale* proprio, ad esempio, dell'indagine sulle forze di lavoro in quanto non tiene conto dei residenti che lavorano per unità produttive non residenti, mentre comprende le seguenti tipologie di occupati escluse dal campo di osservazione dell'indagine: a) i militari di leva; b) i non residenti che lavorano in unità produttive residenti; c) le persone occupate abitanti in convivenze; d) i residenti che lavorano pur avendo un'età non considerata nelle forze di lavoro.

Le posizioni lavorative rappresentano il numero dei posti di lavoro dati dalla somma delle prime posizioni lavorative e delle posizioni lavorative plurime, indipendentemente dal numero di ore con cui l'attività è prestata. Le unità di lavoro, invece, misurano la quantità di lavoro ottenuta trasformando il totale delle posizioni lavorative, principali e plurime, in attività lavorative a tempo pieno.

Il monte ore lavorate comprende le ore effettivamente lavorate, sia retribuite che non retribuite, in qualsiasi posizione nella professione (dipendente e indipendente), purchè finalizzate alla produzione del reddito.

Secondo il sistema dei conti, le ore effettivamente lavorate rappresentano, la misura più idonea a stimare il volume di lavoro impiegato nel processo di produzione del reddito e l'indicatore più opportuno per analisi sulla produttività del fattore lavoro.

Le stime trimestrali dell'occupazione, coerentemente con quelle annuali, soddisfano il criterio dell'esaustività[12]. Il principio dell'esaustivi-

[12] I conti nazionali rispondono a tale principio quando coprono la produzione, il reddito primario e la spesa derivanti *direttamente* e *non direttamente* attraverso le indagini statistiche e gli archivi amministrativi (decisione della Commissione

tà è un'estensione diretta delle definizioni adottate nei sistemi internazionali dei conti economici nazionali in base ai quali rientrano nei confini della produzione in modo esplicito le aree della produzione sommersa, informale e illegale (quest'ultima per il momento non è inserita nei conti dei paesi dell'Unione europea)[13].

Il fenomeno dell'occupazione sommersa è difficilmente colto dalle fonti statistiche congiunturali correntemente disponibili. Ritenendo, tuttavia, che la rilevanza della componente non regolare nella stima complessiva dell'input di lavoro non debba essere trascurata, la metodologia di calcolo prevede anche delle stime indipendenti di occupazione per alcune tipologie specifiche di lavoro non regolare[14].

L'occupazione trimestrale è stimata utilizzando un approccio indiretto. Il metodo diretto non potrebbe essere comunque applicato perché presuppone la disponibilità di fonti informative sufficienti ed esaustive che consentano di rilevare un fenomeno complesso e variegato come quello dell'occupazione.

Il metodo indiretto utilizzato si basa su un modello econometrico che mette in relazione il dato annuale con indicatori trimestrali differenziati. Alla base della scelta del metodo di stima sottostà l'ipotesi che il metodo indiretto consenta comunque di cogliere gli stessi punti di svolta e la stessa intensità della variazione dei dati di base rispetto al metodo diretto.

Le fasi più importanti nel processo di costruzione e di aggiornamento delle serie trimestrali sono le seguenti: a) la preparazione dei dati annuali da trimestralizzare; b) l'aggiornamento degli indicatori di base; c) la destagionalizzazione degli indicatori; d) la fase di

europea n.94/168/Ec del febbraio 1994). Si ricorda che nell'approccio italiano alla stima dei conti annuali l'esaustività del Pil è assicurata, per gran parte dei settori economici, partendo dalla stima esaustiva della quantità di lavoro impiegata nel sistema produttivo, utilizzata come coefficiente moltiplicativo dei valori pro-capite delle principali grandezze che lo determinano. Nella contabilità trimestrale, invece, la stima del valore aggiunto non viene effettuata a partire dai dati delle unità di lavoro trimestrali. Per ulteriori approfondimenti riguardo l'approccio all'esaustività del Pil si rimanda a M. Calzaroni (2000).

[13] Si ricorda che l'economia sommersa rappresenta l'area della produzione legale non direttamente osservata per ragioni di evasione fiscale o contributiva, nonché per problemi di cattivo funzionamento del sistema statistico. L'economia informale fa riferimento ad unità istituzionali caratterizzate da: a) basso livello di organizzazione, scarsa o nessuna divisione tra lavoro e capitale; c) relazioni di lavoro basate su occupazioni occasionali, vincoli di parentela o relazioni personali.

[14] Eurostat (1999).

trimestralizzazione; e) la stima finale delle diverse misure dell'input di lavoro; f) l'analisi dei risultati.

Il processo produttivo prevede l'acquisizione di dati annuali e di indicatori che consentano di produrre stime indipendenti per diverse misure di occupazione a 32 settori di attività economica, distintamente per l'occupazione dipendente e indipendente. Le stime finali sono diffuse ad un livello di dettaglio settoriale meno ampio e diversificato: 17 settori di attività economica in fase di pubblicazione del quarto trimestre e a 6 settori negli altri trimestri.

3. La stima degli occupati interni, delle posizioni lavorative e delle unità di lavoro

3.1 La preparazione dei dati annuali

La relazione esistente tra i dati annuali e gli indicatori trimestrali relativi all'input di lavoro è di tipo diretto ed è basata sulla vicinanza del concetto di occupazione tra i due aggregati. Per soddisfare tale requisito, la procedura di trimestralizzazione tiene conto delle seguenti tipologie di occupazione:

1. il numero degli occupati residenti, regolari e irregolari;
2. le unità di lavoro residenti, regolari e irregolari, comprensive di quelle che non partecipano al processo di produzione del reddito, in quanto in cassa integrazione guadagni, e dei lavoratori *part-time* non ricondotti ad unità di lavoro a tempo pieno;
3. gli stranieri non residenti e non regolari;
4. le posizioni lavorative plurime;
5. le unità di lavoro plurime;
6. le unità di lavoro in cassa integrazione;
7. le posizioni lavorative *part-time*;
8. le unità di lavoro *part-time*.

Sono definite regolari le posizioni lavorative svolte dai lavoratori rilevati tramite le indagini statistiche rivolte alle imprese, alle istituzioni e alle fonti amministrative. Sono definite non regolari le prestazioni lavorative svolte senza il rispetto della normativa vigente in materia fiscale-contributiva, quindi non osservabili direttamente presso le imprese, le istituzioni e le fonti amministrative.

L'input di lavoro non regolare può essere scomposto e stimato secondo tre tipologie di posizioni lavorative: 1) gli irregolari residenti,

che si dichiarano nelle indagini presso le famiglie ma che non risultano presso le imprese; 2) le attività plurime non regolari, stimate con metodi indiretti che tentano di cogliere il lavoro degli indipendenti in settori sensibili alla non dichiarazione dell'attività lavorativa (trasporti, costruzioni, alberghi e pubblici esercizi); 3) gli stranieri non residenti e non regolari che, in quanto tali, non sono visibili al fisco in quanto esclusi dal campo di osservazione delle indagini presso le famiglie.

I dati annuali sono trimestralizzati con degli indicatori congiunturali, opportunamente selezionati, in modo da avere un buon grado di correlazione tra le stime di Contabilità nazionale e i dati delle indagini. Le diverse misure di occupazione (ad esempio, gli occupati interni e le unità di lavoro) sono ottenute aggregando o scorporando stime trimestrali indipendenti di occupazione.

In sintesi, le soluzioni metodologiche adottate soddisfano due importanti requisiti: 1) la riproposizione a livello trimestrale di un sistema informativo in grado di essere sufficientemente esaustivo e coerente con la tipologia delle informazioni trattate a livello annuale; 2) la disponibilità di stime indipendenti di diverse misure di occupazione (occupati interni, unità di lavoro, posizioni lavorative) che consente, in assenza di indicatori diretti, di catturare in parte anche le diverse dinamiche della componente regolare e non regolare dell'occupazione.

3.2 Le fonti informative di base

La necessità di sviluppare un adeguato sistema di statistiche di base trimestrali è sempre stato una delle priorità dei contabili nazionali. Più completo è il set informativo, più elevata è la qualità delle serie trimestrali prodotte. In genere diversi problemi, di natura statistica e non, condizionano la disponibilità di dati trimestrali affidabili come, ad esempio: a) la tempestività dei dati di indagine, spesso non coincidente con il momento di costruzione delle stime di contabilità trimestrale; b) gli aspetti metodologici connessi ai cambiamenti continui e/o periodici che interessano le diverse indagini; c) l'elevata variabilità nel tempo delle fonti statistiche trimestrali rispetto a quelle annuali; d) il campo di osservazione, spesso ridotto rispetto all'analoga informazione disponibile a livello annuale, e/o la scarsa rappresentatività del campione utilizzato per le indagini congiunturali; e) la scarsa affidabilità dei dati amministrativi rispetto al periodo di riferimento della stima trimestrale di Contabilità nazionale.

Gli indicatori di base utilizzati per trimestralizzare i dati annuali sull'input di lavoro rispondono abbastanza pienamente ai requisiti su indicati in quanto risultano affidabili e regolari nella loro pubblicazione; non risultano, invece, sempre tempestivi rispetto alle scadenze della contabilità trimestrale.

Qui di seguito sono elencate alcune delle principali indagini statistiche e/o fonti di natura amministrativa che rappresentano la base informativa per la costruzione delle serie trimestrali di occupazione. Per ciascuna delle fonti considerate, sono descritte le differenze concettuali e di trattamento tra il dato di indagine e quello di Contabilità nazionale, nonché le procedure utilizzate al fine di risolvere i problemi di classificazione e di costruzione delle serie storiche.

Sembra opportuno sottolineare che alcuni nuovi indicatori risultano essere più vicini a quelli annuali, sia in dinamica che in livello, consentendo di soddisfare un ulteriore criterio di qualità rappresentato dalla rispondenza tra indicatore (il dato trimestrale) e l'indicato (il dato annuale).

3.2.1 L'indagine continua sulle forze di lavoro

L'indagine sulle forze di lavoro rappresenta la principale fonte di informazione per la stima congiunturale dell'occupazione.

Nel corso del 2004 l'indagine ha subito una sostanziale modifica rispetto alla precedente che era in vigore fin dal quarto trimestre del 1992. L'attuale indagine, in linea con quanto stabilito dal Regolamento n.577/98 del Consiglio dell'Unione europea, è una Rilevazione continua sulle forze di lavoro (Rcfl), distribuita su tutte le settimane dell'anno, e non più un'indagine trimestrale, effettuata in una specifica settimana per ciascun trimestre (Rtfl). La nuova indagine è completamente armonizzata con le disposizioni dell'Unione europea riguardo alla definizione degli occupati.

L'attuale classificazione degli occupati si basa sull'individuazione di un criterio oggettivo: lo svolgimento di una o più ore di lavoro nella settimana che precede l'intervista. Contrariamente all'indagine trimestrale, la condizione di occupato nella nuova rilevazione è completamente svincolata dall'opinione soggettiva dell'intervistato.

Si definiscono come occupati le persone con più di 15 anni che nella settimana di riferimento (quella che precede la settimana in cui viene effettuata l'intervista) hanno svolto almeno un'ora di lavoro

in qualsiasi attività che prevede un corrispettivo monetario[15]. Nella condizione di occupato sono classificati, inoltre, coloro che hanno svolto almeno un'ora di lavoro anche non retribuito nella ditta di un familiare nella quale collaborano abitualmente.

Una novità molto importante della nuova indagine, in termini di qualità delle informazioni raccolte, riguarda la congruenza relativa alla professione e all'attività economica svolta dagli individui classificati come occupati. Il *check* di tale variabili viene effettuato utilizzando una matrice per classificare ogni combinazione delle informazioni rilevate per professione e attività economica come congruente, incongruente o indeterminata. Il controllo è effettuato a due, tre e quattro digit di dettaglio delle classificazioni della professione e di attività economica (Ateco 2002).

Da segnalare che il passaggio alla nuova indagine ha avuto un'importante ripercussione nei tempi di rilascio dei dati. A differenza della Rtfl, che prevedeva La diffusione dei dati relativi alla prima settimana di ogni trimestre nei giorni finali di quest'ultimo, la Rcfl, disponendo dell'intera base informativa trimestrale solamente dopo la chiusura del trimestre, modifica i tempi di rilascio degli stessi; inoltre, le interviste relative all'ultima settimana di un trimestre sono effettuate durante le settimane del trimestre successivo. La nuova tempistica delle forze di lavoro prevede, in particolare, il rilascio dei dati per la contabilità trimestrale soltanto alcuni giorni prima della pubblicazione ufficiale dei dati campionari che avviene 90 giorni dopo la fine del trimestre.

Le innovazioni metodologiche e organizzative introdotte con la nuova indagine hanno comportato, inoltre, l'interruzione delle serie storiche. Alcune serie dei principali indicatori del mercato del lavoro sono state ricostruite sfruttando le informazioni raccolte nel periodo di sovrapposizione delle due indagini (quella continua e quella trimestrale).

L'approccio della ricostruzione della serie degli occupati fino al quarto trimestre del 1992 è stato del tipo *model based* e per componenti.

Per poter coprire l'intero periodo di riferimento delle stime trimestrali di Contabilità nazionale, la ricostruzione dell'indicatore sfrutta, in particolare, due serie: 1) la prima è quella ricostruita con un approccio macro partendo dalla nuova indagine continua sulle forze di lavoro per il periodo IV trimestre del 1992 fino al primo trimestre

[15] Il corrispettivo dell'attività lavorativa svolta può essere determinato anche in natura.

del 2004; 2) la seconda utilizza le variazioni tendenziali della serie precedente all'attuale retropolando tali variazioni dal primo trimestre disponibile della nuova serie fino al I trimestre del 1980. Le serie storiche dell'indicatore delle forze di lavoro sono state così ricostruite pur mantenendo i problemi definitori e statistici associati ai diversi cambiamenti dell'indagine nel tempo.

La ricostruzione è stata effettuata per le seguenti sei macro branche di attività economica: 1) agricoltura; 2) industria in senso stretto; 3) costruzioni; 4) commercio, alberghi e pubblici esercizi, trasporti e comunicazioni; 5) credito, assicurazioni e servizi alle imprese; 6) altri servizi sociali e personali.

L'indagine coglie soltanto l'occupazione residente ed esclude alcune categorie di occupati rilevate dalla Contabilità nazionale come, ad esempio, gli stranieri non residenti nel paese che lavorano per unità produttive residenti. I dati campionari, tuttavia, contribuiscono a stimare la parte più consistente dell'occupazione di Contabilità nazionale, rappresentata dalle prime posizioni lavorative regolari (in quanto svolte nel rispetto di tutte le norme fiscali, previdenziali ed assistenziali) e da una quota di occupati non regolari (in quanto non registrati dalle imprese o non visibili alle istituzioni assistenziali e fiscali).

3.2.2 Indicatori trimestrali su retribuzioni lorde, oneri sociali e costo del lavoro nell'industria e nei servizi

A partire dal 2003, l'Istat diffonde degli indici trimestrali (in base 2000=100) derivanti dalla rilevazione Oros su retribuzioni, oneri sociali e costo del lavoro per unità di lavoro equivalenti a tempo pieno. Gli indicatori riguardano i settori dell'industria e dei servizi orientati al mercato (esclusi i servizi sociali e personali) secondo la classificazione Ateco 2002 (tutte le sezioni da C a K). Sono escluse le imprese che svolgono attività in agricoltura, caccia e pesca, nei servizi sociali alle famiglie e nella Pubblica Amministrazione. Gli indicatori relativi alle retribuzioni, agli oneri sociali e al costo del lavoro sono diffusi regolarmente entro la fine del mese successivo a quello di riferimento in ottemperanza al Regolamento del Consiglio europeo sulle statistiche congiunturali (n.1165/98). Gli indicatori sulle unità di lavoro a tempo pieno, invece, sono costruiti soltanto a fini interni partendo dai dati sulle posizioni lavorative fornite dall'Inps.

Gli indici sono stimati utilizzando una tecnica di integrazione dei dati mensili di fonte amministrativa trasmessi dall'Inps e i dati rilevati dall'indagine mensile dell'Istat sul lavoro nelle grandi imprese.

Il campo di osservazione degli indicatori Oros è rappresentato, in particolare, da tutte le imprese con dipendenti che hanno corrisposto nel trimestre di riferimento retribuzioni imponibili a fini contributivi.

Sono considerati dipendenti gli operai, gli impiegati e gli apprendisti, a prescindere dal tipo di contratto (tempo indeterminato, determinato, stagionale, formazione-lavoro, ecc.) e dal tipo di prestazione lavorativa (tempo pieno e tempo parziale). Sono esclusi i dirigenti.

La rilevazione Oros è stata progettata per produrre informazioni trimestrali sull'andamento delle diverse componenti del costo del lavoro nelle imprese con dipendenti. I dati sulle unità di lavoro e sulle posizioni lavorative non sono pubblicati pur rappresentando un indicatore della dinamica delle posizioni lavorative regolari dipendenti per il campo di osservazione dell'indagine.

Si deve segnalare che il metodo di stima degli indicatori si basa su un modello predittivo, che utilizza informazioni correnti ed ausiliarie, stimato per sottogruppi della popolazione (gruppi di regressione). La stima fornita si ritiene definitiva solo a circa 15 mesi dal trimestre di riferimento ed è ottenuta utilizzando l'universo delle dichiarazioni contributive. Le stime sono ritenute provvisorie fino a 4 trimestri precedenti quello di riferimento.

In realtà, lo sviluppo delle procedure di acquisizione telematica delle dichiarazioni da parte delle imprese sta comportando, a partire dal 2004, un significativo ampliamento della dimensione del campione che contribuisce alla stima provvisoria. In futuro, l'ampliamento ulteriore della base informativa potrebbe comportare un cambiamento nella procedura di stima.

Una caratteristica degli indici elaborati da Oros è quella di incorporare gli effetti dei mutamenti nella composizione dell'occupazione come, ad esempio, la variazione nella proporzione di contratti di diversi tipo o di personale con anzianità diversa. Mutamenti nella composizione dei dipendenti per livelli e per qualifiche professionali, variazione nella distribuzione settoriale.

I dati sulle posizioni lavorative di Oros sono stati utilizzati per trimestralizzare gli occupati e le unità di lavoro dipendenti, al lordo della cig e senza la riduzione del *part-time* a tempo pieno, nelle diverse branche che rappresentano l'industria manifatturiera.

I dati di Oros sono disponibili a partire dall'anno 1996. Per la serie dal 1980 al 1995 gli indicatori per branca sono stati ricostruiti utilizzando le variazioni delle serie delle posizioni lavorative regolari trimestrali precedenti alla revisione.

Numerose sono le differenze tra i dati di Oros e le stime di Contabilità nazionale. Quelle che possono maggiormente influenzare le stime trimestrali sono le seguenti:

- i dati di Oros si riferiscono all'occupazione dipendente regolare, calcolata sia in termini di posizioni sia in termini di unità di lavoro a tempo pieno;
- non comprendono i dirigenti;
- l'occupazione si riferisce ai settori economici dell'industria e parte dei servizi (settori C-K) delle imprese private ed escludono le istituzioni pubbliche;
- la classificazione settoriale è per attività economica di impresa.

Le stime di Contabilità nazionale, invece, si caratterizzano in quanto:

- comprendono l'occupazione sia regolare che non regolare;
- sono comprensive delle qualifiche dirigenziali;
- le stime si riferiscono sia alle imprese private che alle istituzioni pubbliche per i settori in comune;
- la classificazione settoriale è per attività funzionale dell'impresa.

La rilevazione Oros consente, tuttavia, di disporre di indicatori congiunturali per l'industria manifatturiera più affidabili rispetto al passato quando le stesse branche venivano trimestralizzate con la sola occupazione dipendente nelle imprese con 500 addetti ed oltre, al lordo della cassa integrazione guadagni; essa consente, in particolare, di ottenere una maggiore completezza dell'indicatore, sia nei livelli che nella dinamica, pur facendo riferimento alla sola componente regolare dell'occupazione.

3.2.3 Il settore del credito, della Pubblica amministrazione e dell'istruzione

Indicatori specifici sono utilizzati per il settore del credito, dei servizi generali della Pubblica amministrazione e dell'istruzione pubblica. Nel primo caso sono presi in considerazione i dati relativi al numero dei dipendenti nelle aziende di credito forniti trimestralmente dalla Banca d'Italia. In realtà, l'indagine è stata modificata più volte nel tem-

po, tanto che la ricostruzione della serie dal 1980 ad oggi ha richiesto numerosi aggiustamenti.

Indicatori congiunturali relativi al settore della Pubblica amministrazione (PA) sono stimati in corso d'anno in modo indiretto utilizzano le stime annue previsive prodotte da organismi istituzionali competenti e derivate da documenti di programmazione economica e finanziaria.

Il dato annuo così stimato viene interpolato per ottenere stime trimestrali dell'anno di previsione per le sole branche dei servizi generali della PA e dell'istruzione, dove si concentrano un gran numero di occupati nel settore. Tali indicatori, se pur basati su una previsione, si ritengono comunque più affidabili rispetto a quelli stimati dall'indagine continua sulle forze di lavoro che presentano, in particolare per il comparto della PA, diversi problemi di errata classificazione da parte dell'intervistato.

È in fase di studio la possibilità di produrre stime trimestrali dell'occupazione per sottosettore istituzionale della PA sfruttando i cedolini mensili di pagamento rilevati dalla Ragioneria generale dello Stato. I cedolini, in realtà, non coprono tutto il settore ma prevalentemente il sottosettore dello Stato centrale[16].

Tali informazioni non sono state ancora utilizzate per misurare l'occupazione trimestrale per sottosettore istituzionale della pubblica amministrazione. L'Istat, tuttavia, sta lavorando congiuntamente con la Ragioneria generale dello Stato proprio per migliorare ed incrementare la disponibilità delle informazioni prodotte riguardo al costo

[16] Nel corso degli ultimi anni è stata effettuata su base trimestrale anche un'indagine campionaria su diverse variabili di spesa e di occupazione relativi ai soli Comuni. In particolare, a partire dal 1999 la Ragioneria generale dello Stato ha avviato un'indagine congiunturale su un campione di 365 comuni, elaborato in collaborazione con l'Istat, in risposta all'esigenza, emersa in ambito Sistan e più in generale a livello europeo, di rilevare informazioni infrannuali sull'occupazione e le spese per il personale nel comparto del pubblico impiego. A partire dal 2004 l'indagine è stata estesa ad altri rilevanti enti locali: Regioni, Province e Aziende sanitarie. L'indagine congiunturale sui comuni, oltre all'importanza delle informazioni raccolte, tra l'altro con cadenza mensile, presenta caratteristiche di elevata tempestività nella fornitura dei dati. Il dato è disponibile con 60 giorni di ritardo dal trimestre di riferimento. Le amministrazioni comunali rispondenti hanno infatti l'obbligo di fornire i dati mensili entro 15 giorni dalla fine del trimestre; a tale ritardo si aggiungono tempi tecnici di caricamento su supporto informatico e controllo dei dati.

del lavoro, agli occupati e alle ore lavorate per i diversi comparti della Pubblica amministrazione.

3.2.4 La cassa integrazione guadagni

La stima delle unità di lavoro in cassa integrazione guadagni è effettuata utilizzando come indicatori congiunturali le ore autorizzate dall'Inps alle imprese che ne fanno richiesta per la gestione straordinaria e ordinaria della produzione nei settori dell'industria e dei servizi, nonché per la gestione speciale del settore delle costruzioni. I dati sono forniti con un dettaglio settoriale diverso da quello utilizzato per la costruzione delle stime di Contabilità nazionale[17].

In realtà, le informazioni mensili sulle ore autorizzate non sono sufficientemente affidabili in quanto: a) la serie storica dei dati riflette non il momento dell'effettiva fruizione da parte delle imprese dell'istituto normativo ma quello di approvazione della richiesta da parte delle autorità competenti; b) le ore accordate possono differire da quelle realmente fruite da parte delle imprese; c) i dati sono difficilmente classificabili secondo una codifica per settore di attività economica omogenea con quella Istat.

A livello annuale, i problemi di quantificazione sono stati superati potendo contare su un data base dell'Inps che si riferisce alle ore effettivamente accordate e liquidate dall'Istituto

di Previdenza a ciascuno stabilimento, cantiere, unità locale e/o impresa che ne abbia fatto richiesta. A livello mensile, tuttavia, questa nuova fonte informativa non è disponibile.

In passato, i dati di base della cassa integrazione straordinaria venivano anticipati di sei mesi, periodo di tempo che mediamente intercorre dal momento in cui i lavoratori sono collocati in cassa integrazione dalle imprese e quello della effettiva autorizzazione amministrativa del provvedimento. La ricollocazione anticipata nel tempo dei dati di base Inps comportava, tuttavia, uno scostamento tra i dati pubblicati

[17] I settori Inps sono i seguenti: 1) attività industriali connesse con l'agricoltura; 2) estrazione di minerali metalliferi e non metalliferi; 3) legno, carpenteria navale e arredamenti in legno; 4) alimentari e affini; 5) metallurgia; 6) meccanica; 7) tessile; 8) vestiario, abbigliamento, arredamento e affini; 9) chimica, gomma, cellulosa e materie plastiche; 10) pelli, cuoio e calzature; 11) trasformazione di minerali non metalliferi; 12) carta, cartotecnica, poligrafiche, editoriali, foto-fono-cinematografia; 13) edilizia; 14) produzione e distribuzione di energia elettrica e gas; distribuzione di acqua; 15) trasporti e comunicazioni; 16) altre attività non altrove classificabili; 17) tabacchicoltura; 18) attività di servizi, relative alla sola cassa integrazione straordinaria.

mensilmente dall'Inps e quelli utilizzati dall'Istat. Si è ritenuto, quindi, in corso d'anno di mantenere la dinamica congiunturale dell'indicatore di base più che avvicinare nei livelli i dati trimestrali ai dati stimati dalla contabilità annuale.

3.2.5 Il lavoro part-time

Informazioni trimestrali sull'occupazione dipendente in *part-time* sono rilevate mensilmente dall'Inps mediante i modelli di versamento dei contributi sociali obbligatori effettuati principalmente dalle imprese private[18].

La fonte Inps consente, in particolare, di calcolare il numero dei dipendenti e le giornate lavorate in *part-time* a livello di ciascuna posizione contributiva di impresa.

I dati mensili disaggregati per matricola aziendale sono inizialmente sottoposti ad una procedura di raggruppamento per codice fiscale. Questa operazione è necessaria per consentire di attribuire a ciascun codice il settore di attività economica già identificato dall'Archivio statistico delle imprese attive (Asia)[19]. In realtà, alcune unità statistiche presenti nel data base dell'Inps non sono presenti nell'archivio Asia e questo è dovuto principalmente al fatto che l'archivio Inps contiene le istituzioni private, al di fuor dal campo di osservazione del registro delle imprese. In quest'ultimo caso si attribuisce all'unità statistica il codice di attività economica rilevato dall'Inps.

In realtà, la stima fornita dall'Inps si ritiene definitiva solo a circa 15 mesi dal trimestre di riferimento perché solo a quella data si dispone dell'intero universo delle dichiarazioni contributive; le stime successive sono ritenute provvisorie fino a 4 trimestri precedenti quello di riferimento. Per l'aggiornamento della serie di dati si ricorre, quindi, alle stime campionarie fornite dall'indagine sulle forze di lavoro.

I dati mensili dell'Inps sono disponibili a livello di microdato a partire dal 1993 fino all'anno precedente l'ultimo trimestre di previsione. E' stato, tuttavia, possibile ricostruire le serie degli indicatori *part-time* sfruttando due diverse fonti informative: 1) i dati trimestrali aggregati per branca forniti direttamente dall'Inps per gli

[18] Modello DM10.

[19] Il *linkage* tra l'archivio mensile dell'Inps e quello annuale delle imprese (Asia) mediante il codice fiscale consente di associare a ciascuna impresa rilevata dall'Istituto di previdenza altre variabili già validate dall'archivio Asia quali il comune, la provincia, la regione, la forma giuridica, la regione sociale e il numero di addetti.

anni 1989-1992; 2) i dati sul numero dei contratti di lavoro *part-time*, avviati e trasformati, raccolti mensilmente dagli Uffici provinciali del Ministero del lavoro disponibili dal 1984, anno di entrata in vigore del provvedimento normativo, al 1988.

In realtà, le informazioni del Ministero misurano il flusso dei contratti in ciascun mese mentre i dati dell'Inps si riferiscono alla consistenza del fenomeno nello stesso periodo. A livello annuale, tuttavia, si è potuto constatare che i dati di flusso, se aggregati in modo da prevedere una durata media dei contratti pari a circa due anni, consentono di stimare un livello di occupazione *part-time* che approssima molto bene quello dei dati Inps. I risultati di tale analisi, quindi, sono stati utilizzati ai fini della ricostruzione della serie storica trimestrale.

I risultati ottenuti dall'elaborazione dell'indicatore Inps sulle posizioni lavorative sono stati utilizzati per trimestralizzare le posizioni lavorative *part-time*, quelli relativi alle giornate lavorative sono stati utilizzati come *proxy* per disaggregare a livello trimestrale le serie sulle unità di lavoro.

3.3 Le fasi di destagionalizzazione e di trimestralizzazione

Tutti gli indicatori su indicati sono stati sottoposti ad una procedura di destagionalizzazione che utilizza il software statistico Tramo-Seats. La procedura sottopone inizialmente l'indicatore grezzo ad un processo di linearizzazione che depura la serie degli effetti deterministici (come, ad esempio, outliers o gli effetti di calendario). La serie poi viene scomposta nelle sue componenti tendenziali, cicliche, stagionali ed erratiche. La serie destagionalizzata è quella a cui viene detratta la sola componente stagionale.

Nella fase successiva gli indicatori, grezzi e destagionalizzati, entrano nel processo di trimestralizzazione.

Come già detto in precedenza, la scelta degli indicatori è differenziata in base alla misura di occupazione (occupati interni e posizioni lavorative, primarie e secondarie) e alla tipologia di lavoro (regolare e non regolare, a tempo pieno e a tempo parziale, in cassaintegrazione, le attività lavorative plurime, gli stranieri non residenti e non regolari) stimate su base annua.

Nella Tavola 1, per ciascun settore di attività economica e per le principali tipologie di occupazione dipendente, è riportato l'*indicatore trimestrale di base* utilizzato. Nel caso in cui la Contabilità nazionale non rileva occupazione in corrispondenza di una specifica branca e/o tipologia, la singola cella è stata ombreggiata.

L'indicatore principale a riferimento della trimestralizzazione degli indipendenti è rappresentato dalla rilevazione sulle forze di lavoro.

Nel dettaglio, la procedura di trimestralizzazione dell'input di lavoro (dipendente e indipendente) è articolata nelle seguenti fasi:

1. trimestralizzazione degli *occupati* residenti, regolari e irregolari;
2. trimestralizzazione delle *posizioni lavorative* residenti, uniche e principali, comprensive della quota di occupazione non regolare;
3. trimestralizzazione delle *unità di lavoro*, uniche e principali, comprensive della quota di occupazione non regolare, delle unità di lavoro in cassa integrazione e dei lavoratori *part-time* regolari;
4. trimestralizzazione delle *unità di lavoro in cassa integrazione guadagni*, delle *posizioni e delle unità di lavoro in part-time*, degli *stranieri non residenti e non regolari*, delle *posizioni lavorative e delle unità di lavoro plurime*.

La trimestralizzazione delle prime tre fasi avviene per due diversi livelli di dettaglio settoriale:

a) quello che consente di assicurare che le stime trimestrali degli occupati e delle unità di lavoro residenti, sia regolari che irregolari, rispettino la dinamica della rilevazione delle forze di lavoro a livello di macro-branca;

b) quella che consente di utilizzare più fonti di informazione per ciascuno dei 32 settori di attività economica che costituiscono la matrice più analitica dei conti trimestrali.

Nel primo caso, i macro-settori che condizionano i risultati finali sono l'agricoltura, l'industria in senso stretto, le costruzioni, il commercio (comprensivo degli alberghi e dei pubblici esercizi, dei trasporti e delle comunicazioni), i servizi di intermediazione finanziaria e i servizi alle imprese, gli altri servizi alle famiglie.

Nel secondo caso, si effettuano trimestralizzazioni differenziate per settore di attività economica che possono essere così sintetizzate:

a. trimestralizzazione dell'agricoltura, zootecnica e foreste dal un lato e della pesca dall'altro utilizzando l'indicatore delle forze di lavoro sul settore agricolo nel suo complesso;
b. trimestralizzazione dei 18 settori di attività economica dell'industria in senso stretto utilizzando l'indicatore Oros;

Tavola 1 - Indicatori trimestrali utilizzati ai fini della stima delle unità di lavoro dipendenti

Settori	Ula regolari e irregolari dei residenti	*Part-time*	Cassa integrazione guadagni	Attività lavorative plurime	Stranieri non residenti e non regolari
Agricoltura	RCFL	Inps, dati mensili *part-time* , e dati RCFL	Inps, ore mensili autorizzate		Trend
Pesca	"				
Estrazione di minerali energetici	OROS	Inps, dati mensili *part-time* , e dati RCFL	Inps, ore mensili autorizzate		
Estrazione di minerali non energetici.	"	"	"	RCFL, settore industria	
Alimentari, bevande e tabacchi	"	"	"		Trend
Tessili e abbigliamento	"	"	"		"
Industrie conciarie	"	"	"	RCFL, settore industria	"
Industria del legno	"	"	"		"
Industria della carta, stampa, ..	"	"	"	RCFL, settore industria	"
Fabbr. Coke, raff. di petrolio e comb. nucl.	"	"	"	"	
Prodotti chimici	"	"	"	"	Trend
Gomma e plastica	"	"	"	"	"
Lavorazione minerali non metalliferi	"	"	"	"	"
Prodotti in metallo	"	"	"	"	"
Macchine e apparecchi meccanici	"	"	"	"	"
Macchine elettriche, strumenti ottici	"	"	"	"	"
Fabbricazione di autoveicoli	"	"	"	"	"
Altri mezzi di trasporto	"	"	"	"	
Altre manifatturiere	"	"	"	"	Trend
Produzione e distr. di energia elettrica, gas e acqua	"	"	"		
Costruzioni	RCFL	"	"	RCFL, settore industria	Trend
Commercio	RCFL	Inps, dati mensili *part-time* , e dati RCFL	Inps, ore mensili autorizzate	RCFL, settore terziario	Trend
Alberghi e ristoranti	"	"	"	"	"
Trasporti	"	"	"	"	"
Comunicazioni	"	"	"		
Intermediazione monetaria e finanziaria	Dati trimestrali Banca d'Italia	"	"	RCFL, settore terziario	
Attività immobiliari, noleggio, informatica e altri servizi imprese	RCFL	"	"	"	Trend
Pubblica Amministrazione	Previsioni documenti programmazione economica	"			
Istruzione	"	"			Trend
Sanità e altri servizi sociali	RCFL	"	Inps, dati mensili ore autorizzate	RCFL, settore terziario	"
Altri servizi pubblici, sociali e personali	"	"	"	"	"
Servizi domestici	"			"	"

c. trimestralizzazione di 8 settori di attività economica dei servizi con i dati relativi a 3 settori delle forze di lavoro (quello del commercio, alberghi, trasporti e comunicazione, quello del credito, noleggio e servizi alle imprese e, infine, quello degli altri servizi);
d. trimestralizzazione dell'intermediazione finanziaria con un indicatore di fonte Banca d'Italia, dei servizi generali della pubblica amministrazione e dell'istruzione con indicatori specifici.

Nel caso dell'industria manifatturiera, la corrispondenza tra il risultato della trimestralizzazione dei 18 settori della matrice a 32 branche e quella dell'industria in senso stretto, ottenuta utilizzando l'indicatore delle forze di lavoro, è assicurata riproporzionando i primi con il secondo.

Nel caso dei servizi, si ripropone il confronto tra i risultati della trimestralizzazione degli 11 settori dei servizi e quelli ottenuti trimestralizzato alcune macro-branche dei servizi con gli indicatori delle forze di lavoro. Si ipotizza, tuttavia, che la trimestralizzazione della branca dell'intermediazione finanziaria, dei servizi generali della pubblica amministrazione e dei servizi dell'istruzione riportati nella matrice a 32 branche abbiano un grado di affidabilità superiore rispetto a quelli della Rcfl e si escludono dal riproporzionamento. Si ritiene, inoltre, che gli intervistati dell'indagine Rcfl possano fornire una errata informazione sul settore economico di appartenenza dell'unità produttiva per cui lavorano; nel caso delle branche dei servizi, quindi, si accetta che il riproporzionamento trasferisca su alcune branche dei servizi la differenza nei livelli e nella dinamica tra il dato ottenuto per somma delle diverse trimestralizzazioni di 8 degli 11 settori della classificazione a 32 branche e i corrispondenti risultati ottenuti trimestralizzando i tre indicatori dei servizi rilevati dall'indagine Rcfl.

In sintesi, la fase del confronto tra i risultati della matrice a 32 branche e quella della matrice a 6 settori è opportuna per diversi motivi. In primo luogo, nell'ambito dell'industria in senso stretto l'indagine Oros rileva soltanto le posizioni lavorative regolari dipendenti mentre la rilevazione sulle forze di lavoro contiene implicitamente un'informazione anche su una parte dell'occupazione non regolare cosicché il suo utilizzo consente di coprire gran parte del campo di osservazione delle stime di Contabilità nazionale.

La correzione delle dinamiche nel settore dei servizi consente, inoltre, di correggere le eventuali distorsioni dovute agli errori di clas-

sificazione insiti nei dati della Rcfl e rendere più vicini concettualmente i dati trimestrali con quelli annuali.

Per ottenere come output la stima degli occupati interni è necessario a questo punto effettuare la trimestralizzazione degli stranieri non residenti e non regolari che, in quanto tali, sono esclusi dal campo di osservazione della Rcfl.

Per ottenere poi la stima trimestrale delle unità di lavoro in base al concetto di Contabilità nazionale occorre, inoltre, procedere alla trimestralizzazione delle seguenti tipologie di occupazione:

1. la trimestralizzazione delle posizioni e delle giornate lavorative *part-time*;
2. la trimestralizzazione delle unità di lavoro in cassaintegrazione;
3. la trimestralizzazione delle posizioni e delle unità a tempo pieno di secondo lavoro.

3.4 I risultati delle trimestralizzazioni

Una volta elaborate le serie di dati sulle diverse tipologie di occupazione trimestrale considerate, si perviene alla stima delle grandezze finali rappresentate dagli occupati interni, dalle posizioni lavorative e dalle unità di lavoro per aggregazioni successive in modo da riproporre a livello trimestrale l'approccio seguito a livello annuale.

Gli occupati interni sono così ottenuti sommando agli occupati regolari e irregolari residenti i lavoratori stranieri non residenti e non regolari che, in quanto tali, non sono rilevati dalle indagini statistiche (Tavola 2).

L'insieme delle posizioni lavorative è ottenuto aggiungendo alle posizioni residenti, regolari e irregolari, gli stranieri e le attività lavorative plurime.

Le unità di lavoro sono ottenute, invece, aggiungendo alle unità dei regolari e degli irregolari residenti, quelle plurime e quelle degli stranieri non residenti e non regolari. Da questo insieme così costituito viene sottratto l'insieme delle posizioni lavorative a tempo parziale, sostituito con la sua trasformazione in unità di lavoro a tempo pieno, e le unità di lavoro che non partecipano al processo di produzione del reddito in quanto collocate in cassa integrazione guadagni. Nel caso delle unità di lavoro indipendenti, il *part-time* e la cassa integrazione guadagni sono zero in quanto nel quadro di riferimento della Contabilità nazionale tale tipologia si riferisce ai soli lavoratori dipendenti.

Tavola 2 - Processo di stima degli occupati interni, delle posizioni lavorative e delle unità di lavoro totali nella contabilità trimestrale

Occupati regolari e irregolari residenti	+	Stranieri non residenti e non regolari									=	Occupati interni
Occupati regolari e irregolari residenti	+	Stranieri non residenti e non regolari	+	Posizioni lavorative plurime							=	Posizioni lavorative
Unità di lavoro regolari e irregolari dei residenti	+	Stranieri non residenti e non regolari	+	Unità di lavoro plurime	-	Posizioni *part-time*	+	ULA *part-time*	-	ULA in cassa integrazione	=	ULA al netto della CIG e con *part-time* ridotto

Le stime finali delle unità di lavoro sono successivamente utilizzate come input per costruire dei dati trimestrali a livello di settore istituzionale (settore della pubblica amministrazione, delle istituzioni sociali private, delle imprese pubbliche e private). I dati sono poi disaggregati per tipologia market e non market; in particolare, è inserita nella tipologia market l'occupazione afferente alle imprese private e alle unità istituzionali che praticano in prevalenza prezzi economicamente significativi, ossia le cui vendite coprono normalmente la maggior parte dei loro costi di produzione; è considerata non market l'occupazione afferente ad unità istituzionali la cui produzione è offerta per la maggior parte del suo valore gratuitamente o a prezzi economicamente non significativi.

I dati trimestrali sull'occupazione non market sono pubblicati con il rilascio del quarto trimestre dell'ultimo anno di stima.

4. La procedura di stima delle ore lavorate

L'importanza della stima sulle ore lavorate è proporzionale all'insieme di indicatori e alle analisi che ne conseguono riguardo alla produttività, alla distribuzione o alla polarizzazione dell'orario di lavoro, alla classificazione dell'occupazione in *part-time* e *full-time*, agli indicatori di sottoccupazione (*part-time* involontario), alle analisi delle assenze

dal lavoro. Le ore lavorate sono, inoltre, fondamentali ai fini del calcolo delle retribuzioni settimanali e orarie[20].

Come già detto in precedenza, tale importanza è ormai riconosciuta anche a livello internazionale e confermata dai numerosi regolamenti che impegnano gli uffici nazionali di statistica a produrre e a fornire secondo certi programmi di trasmissione le stime su indicate. Tali organismi ritengono, inoltre, che la stima più completa su tale aggregato possa essere fornita dalla Contabilità nazionale.

Nell'aprile del 2005 l'Istat ha presentato delle prime stime annuali sull'ammontare complessivo delle ore di lavoro sottostanti il Prodotto interno lordo (Pil) per il periodo dal 1993 al 2003. Le stime sono disaggregate a 30 branche di attività economica della classificazione Nace-Rev.1.1 e per posizione nella professione (dipendente e indipendente). Il processo di revisione che ha investito tutti gli aggregati economici ha interessato anche la stima del monte ore lavorate. In quest'ultimo caso, la revisione ha consentito di tener conto di nuovi indicatori e di aggiornare la serie storica; è stato possibile, inoltre, ricostruire le serie degli indicatori fino al 1980. Il processo di stima sarà completato entro dicembre 2006. Entro questa data saranno presentate le stime annuali dal 1980 al 2005 e quelle trimestrali fino al II trimestre del 2006.

4.1 I dati annuali di riferimento: concetti e metodo di calcolo

Il monte ore lavorate rappresenta l'insieme delle ore effettivamente lavorate, retribuite e non retribuite. L'insieme delle ore comprende anche le ore di lavoro effettuate in aggiunta al normale orario di lavoro. Sono escluse dal computo le ore retribuite ma non lavorate (per ferie, festività soppresse, malattia, riduzione di orario per assenteismo, permessi ed altro), così come tutte le ore svolte in attività che, ai sensi della Contabilità nazionale, non vanno considerate ai fini del calcolo del Pil (principalmente lavoro casalingo, volontariato produttivo di servizi, attività del tipo *do-it-yourself* diverse dalle manutenzioni straordinarie delle abitazioni). Le stime delle ore lavorate fanno riferimento alle posizioni lavorative interne: includono, cioè, tutte le ore di lavoro espletate in unità produttive dislocate sul territorio economico del paese, a prescindere dalla residenza e dalla nazionalità delle persone che le hanno svolte. Le stime, inoltre, rispondono ad un concetto esaustivo di occupazione che tiene conto sia del tempo di lavoro impiegato

[20] Informazioni sulle ore di lavoro straordinario retribuito sono utili, inoltre, ai fini dell'identificazione di punti di svolta ciclici.

in posizioni lavorative primarie e plurime regolarmente registrate, sia di quello prestato in attività non regolari, in quanto non dichiarate al fisco o alle istituzioni previdenziali e assicurative.

L'approccio alla stima del monte ore lavorate consiste nel moltiplicare le posizioni lavorative di Contabilità nazionale (ossia il numero dei posti di lavoro ricoperti da ciascun occupato) per il numero medio annuo di ore lavorate in ciascuna posizione lavorativa (pro-capite di ore lavorate), quest'ultimo rilevato direttamente dalle indagini statistiche che misurano tale fenomeno.

In realtà, le posizioni lavorative di Contabilità nazionale sono differenziate per tipologia di lavoro così come i pro-capite orari annui rilevati dalle indagini statistiche; in questo modo, a ciascuna tipologia di lavoro definita nell'ambito dei conti nazionali è sono possibile applicare dei pro-capite orari di indagine omogenei rispetto all'unità statistica di riferimento (impresa, istituzione, famiglia), ai settori di attività economica e/o alla tipologia di occupazione (attività principale e secondaria, a loro volta distinte in regolari e non regolari).

In realtà, la misura di occupazione che ancora oggi è utilizzata per misurare il contributo del fattore lavoro alla produzione del reddito è l'unità di lavoro. Le unità di lavoro sono ottenute applicando alle posizioni lavorative non a tempo pieno dei coefficienti di trasformazione dati dal rapporto delle ore lavorate in attività a tempo parziale rispetto a quelle lavorate nello stesso settore di attività *full-time*.

Le unità di lavoro sono sempre state considerate una *proxy* delle ore lavorate; queste sono determinate principalmente dalla distribuzione delle posizioni lavorative tra *full-time, part-time* e secondo lavoro. Il monte ore effettivamente lavorate, invece, è determinato non solo dalla composizione delle posizioni lavorative su indicate ma anche da altre importanti componenti, come lo straordinario e le assenze di lavoro. Se, ad esempio, le assenze per malattia o altri motivi crescono nel tempo e il livello e la composizione tra posizioni *part-time* e secondo lavoro non si modifica, il monte ore effettivamente lavorate si contrarrà, mentre le unità di lavoro rimarranno invariate.

Ai fini di una corretta interpretazione delle diversità che caratterizzano le unità di lavoro e il monte ore lavorate occorre, quindi, tener conto delle differenze di calcolo associate ai due diversi aggregati.

4.2 Le fonti informative sulle ore lavorate

La disponibilità di informazioni congiunturali sulle ore lavorate è molto ridotta. Le principali fonti di dati sono due:

- La rilevazione continua sulle forze di lavoro, che pubblica dati trimestrali
- L'indagine sulle grandi imprese industriali, che fornisce dati mensili

La prima è una fonte di informazione rivolta alle famiglie mentre la seconda si rivolge alle imprese. Qui di seguito sono riportate alcune importanti informazioni riguardo alle caratteristiche specifiche delle due indagini. La necessità di fornire una serie trimestrale a partire dagli anni ottanta ha vincolato fortemente la scelta dell'indicatore.

4.2.1 L'indagine forze di lavoro

La rilevazione sulle forze di lavoro rileva due diverse tipologie di informazione sulle ore lavorate: 1) le ore svolte abitualmente dell'intervistato nella settimana di riferimento; 2) le ore effettivamente lavorate nello stesso periodo.

Le ore abituali corrispondono al numero di ore normalmente lavorate dall'intervistato. Questo orario comprende il numero di ore di straordinario (pagato o non pagato) effettuato abitualmente, ma esclude il tempo impiegato per raggiungere il posto di lavoro e le pause per il pranzo[21].

Le ore effettivamente lavorate includono tutte le ore di straordinario, remunerato e non, escludendo la pausa pranzo e il tempo impiegato per raggiungere il posto di lavoro[22]. Anche in questo caso, valgono le stesse considerazioni delle ore abituali per coloro che lavorano a casa e per coloro che effettuano formazione.

La definizione di ore lavorate risulta in parte diversa tra dipendenti e indipendenti. Per i dipendenti si considera come abituale l'orario contrattuale di lavoro; per gli indipendenti si definisce abituale l'orario normale di attività stabilito sia da leggi, regolamenti, normative (ad esempio, l'orario di apertura degli esercizi commerciali, ecc.) sia da usi, consuetudini, norme di autoregolamentazione, ecc. (ad esempio, orario di attività per liberi professionisti e assimilati).

[21] Le persone che normalmente lavorano a casa devono includere nella risposta il numero di ore che abitualmente dedicano al lavoro. Gli apprendisti, gli *stager* o i borsisti devono escludere il tempo impiegato per la formazione a scuola o in centri specializzati

[22] Lo straordinario interessa sia le ore retribuite che quelle non retribuite. Devono, tuttavia, essere considerate tali solo le ore lavorate in aggiunta all'orario abituale che non sono recuperabili (per orario flessibile) nel lungo periodo.

I dati dell'indagine si riferiscono ad una settimana tipo di sette giorni (dal lunedì alla domenica) anche se il tempo di lavoro si distribuisce su meno giorni lavorativi. La dichiarazione dell'intervistato comprende anche eventuali ore lavorate nei giorni festivi o semi-festivi.

La nuova indagine, tuttavia, non consente di rilevare su quanti giorni lavorativi è distribuito l'orario di lavoro mentre tale informazione era presente nel precedente questionario.

Il rilevante processo di revisione dell'indagine sulle forze di lavoro che è stato già descritto nei paragrafi precedenti ha avuto un impatto notevole nei risultati di alcune variabili, in particolare di quelle relative alle ore di lavoro sia quelle abituali che quelle effettivamente lavorate nella settimana di riferimento.

Le principali differenze tra la nuova indagine (Rcfl) e la precedente (Rtfl) sono le seguenti:

1. il periodo di riferimento della Rcfl sono le 13 settimane uniformemente distribuite del trimestre, mentre la Rtfl riguardava una sola settimana, solitamente la prima del trimestre;
2. differenze nell'individuazione degli occupati e nella loro composizione, e ciò produce differenze anche negli orari di lavoro;
3. variazioni nell'ordine dei quesiti tra orario effettivo e orario abituale, nonché nell'individuazione delle differenze tra orario effettivo e orario abituale;
4. controllo e correzione delle risposte fornite.

La modifica del periodo di riferimento comporta che nella Rcfl le ore pro-capite individuali si riferiscano ad una media calcolata su tutte le settimane del trimestre, mentre nella Rtfl rappresentavano le ore di lavoro di una sola settimana del trimestre.

Il cambiamento nella definizione del numero degli occupati comporta che la Rcfl catturi più occupati, in particolare quelli marginali, quelli *part-time* a tempo determinato, i lavoratori occasionali; questo ha avuto un forte impatto sulla stima delle ore medie individuali.

La diversa sequenza dei quesiti sulle ore sembra aver favorito il ricordo dell'intervistato nelle eventuali differenze dell'orario effettivo rispetto a quello abituale e nell'indicazione dei motivi di tali differenze. Ciò ha comportato un aumento del gap nelle risposte tra orario abituale e orario effettivo che non si riscontrava nell'indagine precedente.

La nuova rilevazione prevede che l'intervistato possa indicare come modalità di risposta alla domanda sul numero di ore effettivamente la-

vorate nella settimana di riferimento "non sa" quando a rispondere al questionario è un familiare (variabile *proxy*). Queste risposte non sono poi imputate. Ciò ha un impatto sia nel calcolo delle risposte relative all'orario individuale sia rispetto al calcolo del monte ore.

I cambiamenti su indicati hanno prodotto delle discontinuità nelle stime prodotte. L'Istat ha provveduto, tuttavia, alla ricostruzione della serie storica dei dati utilizzando un approccio del tipo *model-based*[23]. La ricostruzione è stata effettuata in modo analogo e indipendente per le ore pro-capite abituali e per le ore pro-capite effettivamente lavorate. Le fasi della procedura di ricostruzione sono state le seguenti:

1. calcolo delle stime delle ore medie individuali della Rtfl, nel periodo dal IV trimestre del 1992 al I trimestre del 2004, distintamente per gruppi di occupati identificati dall'incrocio di diverse variabili. Le medie orarie sono ponderate con le rispettive stime degli occupati;
2. calcolo delle stime delle ore medie individuali della Rcfl, nel periodo di sovrapposizione delle due rilevazioni (dal secondo trimestre del 2003 al primo trimestre del 2004) con riferimento agli stessi gruppi di occupati;
3. stima di modelli lineari in cui la variabile dipendente è rappresentata dalle stime pro-capite della Rcfl e la variabile indipendente è rappresentata dalla Rtfl, distintamente per ciascuno dei quattro trimestri di sovrapposizione dell'indagine;
4. calcolo delle serie ricostruite delle ore individuali ottenute applicando alla serie storica delle stime delle ore pro-capite della Rtfl (dal IV trimestre del 1992 al I trimestre del 2004) i parametri del modello stimato al punto 3;
5. calcolo delle stime ricostruite del monte ore ottenute moltiplicando le stime ricostruite delle ore medie individuali e le stime ricostruite degli occupati

In realtà, le serie ricostruite delle ore pro-capite abituali ed effettive sono state interessate a due correzioni indipendenti. Le ore abituali pro-capite sono state corrette per eliminare la distorsione dovuta all'introduzione nella nuova indagine continua della modalità "orario molto variabile" che consente ai rispondenti di non rispondere al quesito sulle ore. Le ore effettivamente lavorate pro-capite, invece, sono state

[23] Gatto R. e Loriga S. (2006).

corrette per tener conto del diverso numero di giorni lavorativi che si presenta in ciascun trimestre della serie ricostruita; la soluzione che è stata trovata è quella di calcolare un coefficiente dato dal rapporto tra il numero dei giorni lavorativi del trimestre a cui si riferisce la stima e il numero dei giorni lavorativi nel corrispondente periodo di sovrapposizione.

Ai fini della ricostruzione dei dati sulle ore lavorate precedentemente al IV trimestre del 1992 sono state utilizzati alcuni archivi non riallineati della rilevazione trimestrale sulle ore e sul numero degli occupati. I dati, disponibili per posizione nella professione e per 12 settori in base alla classificazione Ateco del 1981, sono stati riclassificati a sei settori di attività economica secondo l'Ateco 2002[24].

In sintesi, la ricostruzione ha interessato il dato pro-capite delle ore lavorate senza procedere al riallineamento della serie degli occupati e della popolazione. Le eventuali discontinuità sia sul lato demografico sia sul lato delle definizioni e delle metodologie di indagine non sono state trattate a livello di microdato; si è provveduto, al contrario, al riallineamento dell'indicatore delle ore lavorate per occupato a livello di sei macrobranche principali.

Data la modalità di rilevazione dell'indagine trimestrale, basata su informazioni relative ad una settimana di riferimento del trimestre, i dati sulle ore lavorate non risultavano sufficientemente rappresentativi del fenomeno della stagionalità. Ad esempio, i giorni di ferie che i dipendenti dell'industria in senso stretto usualmente e obbligatoriamente "consumano" in agosto risultavano scarsamente rilevati. I dati dell'indagine, inoltre, non coglievano le festività proprio perché l'indagine veniva effettuata in una settimana in cui non ricadevano festività. I dati di base riferiti ad una settimana lavorativa standard sono stati, quindi, modificati per tener conto delle festività, e quindi del diverso numero di giorni lavorativi in ciascun trimestre. La dinamica stagionale a livello settoriale della nuova serie delle forze di lavoro è stata retropolata fino all'anno 1980.

La nuova indagine trimestrale sulle forze di lavoro, così come le precedenti, presentano una sezione specifica relativa alla seconda attività lavorativa. Le informazioni sui pro-capite orari qui indicati sono uti-

[24] I settori di attività ricostruiti sono: 1) agricoltura; 2) industria manifatturiera; 3) costruzioni; 4) commercio, alberghi e pubblici esercizi, comunicazioni, trasporti; 5) intermediazione finanziaria e servizi alle imprese; 6) altri servizi.

lizzati come indicatori trimestrali per posizione nella professione e per macro-branche (agricoltura, industria e servizi).

La disponibilità delle informazioni sul secondo lavoro a partire dal 1987 ha consentito di ricostruire una serie storica sulle ore lavorate nella seconda attività. In realtà, il numero di coloro che rispondono ai quesiti è esigo rispetto alla diffusione del fenomeno. I dati sulle ore riportati in tale sezione risultano, tuttavia, coerenti con le informazioni sulle ore fornite riguardo alla prima attività lavorativa.

4.2.2 Rilevazione sull'occupazione, gli orari di lavoro, le retribuzioni e il costo del lavoro nelle grandi imprese

La rilevazione sull'occupazione, gli orari di lavoro, le retribuzioni e il costo del lavoro nelle grandi imprese è un'indagine mensile che si rivolge a circa 1.000 imprese aventi nell'anno base almeno 500 addetti. I settori di attività economica coperti dall'indagine sono l'industria (estrazione minerali, attività manifatturiere, produzione e distribuzione di energia elettrica, gas e acqua, costruzioni), i servizi distributivi e alle imprese (commercio, alberghi e pubblici esercizi, trasporti e comunicazioni, intermediazione monetaria e finanziaria, attività immobiliari, noleggio, informatica, ricerca ed altre attività professionali ed imprenditoriali).

La rilevazione consente di elaborare degli indici calcolati come rapporto tra i dati mensili ed i corrispondenti valori medi dell'anno base (a partire da gennaio 2003, media 2000=100). Rispetto alle posizioni lavorative dipendenti dell'Archivio statistico delle imprese attive (Asia), la rilevazione delle grandi imprese ha un grado di copertura pari al 17,3 per cento nell'industria e al 27 per cento nei servizi.

La rilevazione consente di elaborare indici sulle ore effettivamente lavorate per dipendente che rappresentano il numero medio delle ore di lavoro ordinario e straordinario effettivamente prestate dai dipendenti, con l'esclusione dei dirigenti. Sono calcolate in rapporto all'occupazione al netto della cassa integrazione guadagni. L'occupazione dipendente rilevata dall'indagine è definita come il numero delle posizioni lavorative caratterizzate da un rapporto di lavoro diretto con le imprese interessate alla rilevazione, comprese quelle dei dirigenti, al termine del mese di riferimento dell'indagine.

I dati della rilevazione mensile possono essere ricostruiti in serie storica fino all'anno 1993. Prima di quella data, i livelli dell'indagine sono stati ricostruiti fino al 1980 utilizzando come proxy la dinamica dell'occupazione di Contabilità nazionale al netto della cig.

La serie così ricostruita non è stata utilizzata ai fini della trimestralizzazione dei pro-capite delle ore effettivamente lavorate dai dipendenti. Rappresenta, tuttavia, un indicatore di riferimento a fini previsivi delle ore pro-capite nel settore dell'industria in senso stretto nei casi in cui non si renda disponibile il dato sulle forze di lavoro.

4.3 La procedura di stima

In base al Regolamento comunitario n.1267/2003 la Contabilità nazionale è impegnata a produrre serie trimestrali sulle ore effettivamente lavorate a partire dal 1980 distinte per posizione nella professione (dipendenti e indipendenti) e per le 6 branche di attività economica (agricoltura; industria in senso stretto; costruzioni; commercio, alberghi, pubblici esercizi, trasporti e comunicazioni; credito, assicurazioni e servizi alle imprese; altri servizi).

Come per gli altri aggregati economici della contabilità trimestrale, anche in questo caso il metodo di stima utilizzato è di tipo indiretto e prevede quindi la trimestralizzazione dei dati annuali mediante degli indicatori di riferimento (sia grezzi, sia depurati dalla componente stagionale), nel rispetto del vincolo di coerenza annuale.

I dati annuali da trimestralizzare sono rispettivamente le posizioni lavorative, principali e secondarie, e pro-capite di ore lavorate in ciascuna posizione lavorativa. Il tasso di crescita del monte ore lavorate è, quindi, correlato sia alla dinamica trimestrale delle posizioni lavorative (primarie e secondarie) sia alla dinamica dei pro-capite di ore lavorate che dipende dall'indicatore di riferimento.

Le posizioni lavorative trimestrali, uniche e principali, corrispondono agli occupati interni. Le posizioni secondarie corrispondono al numero delle prestazioni svolte sia in modo regolare e non regolare.

Gli occupati interni sono trimestralizzati come indicato nella sezione 3 mentre le seconde posizioni lavorative sono state trimestralizzate in modo differenziato in base alla posizione nella professione e al settore di attività economica: 1) le posizioni di secondo lavoro dei dipendenti nell'industria, in quanto prevalentemente regolari, sono state disaggregate trimestralmente con l'indicatore Oros; 2) le posizioni di secondo lavoro dipendente nei settori degli alberghi e dei pubblici esercizi, nei trasporti, nei servizi alle imprese e nei servizi domestici, in quanto prevalentemente irregolari, sono state disaggregate con l'indicatore forze di lavoro relativo al numero di occupati che svolgono una seconda attività; 3) le posizioni di secondo lavoro degli indipendenti nel settore delle costruzioni, degli alberghi e dei pubblici esercizi, sono

state trimestralizzate anch'esse con l'indicatore delle forze di lavoro; 4) le posizioni di secondo lavoro degli indipendenti in tutti gli altri settori sono state ricostruite con la dinamica dell'indagine delle forze di lavoro.

La scelta degli indicatori orari da utilizzare per trimestralizzare i pro-capite annui è stata fortemente vincolata sia dalla necessità di fornire una serie trimestrale a partire dagli anni ottanta sia dall'effettiva capacità di cogliere la componente stagionale. Attualmente l'indicatore che risponde meglio a questi requisiti è rappresentato dalla nuova Rilevazione sulle forze di lavoro (Rcfl).

La ricostruzione dal 1980 dei pro-capite relativi alla prima e alla seconda attività di prima ha interessato sei branche di attività economica (agricoltura; industria in senso stretto; costruzioni; commercio, alberghi, pubblici esercizi, trasporti e comunicazioni; credito, assicurazioni e servizi alle imprese; altri servizi).

La ricostruzione dei pro-capite delle prime posizioni lavorative ha attraversato due fasi:

la prima si è basata sulla ricostruzione delle serie storiche trimestrali delle ore medie individuali effettivamente lavorate nel periodo che intercorre dal quarto trimestre del 1992 al primo trimestre del 2004 in base alla procedura descritta precedentemente (Paragrafo 4.2.1);

la seconda ha riguardato la retropolazione della serie fino al primo trimestre del 1980 in base all'approccio per componenti che replica la dinamica tendenziale della serie delle ore lavorate pro-capite basata Rtfl e corretta dai contabili nazionali (disponibile per i trimestri dal primo trimestre del 1980 al quarto trimestre del 2003), inserendo la dinamica congiunturale della Rcfl ricostruita.

La correzione della Rtfl relativa agli anni ottanta è stata effettuata per due ordini di motivi:

per passare dal dato della settimana di riferimento rilevato dall'indagine al pro-capite trimestrale e, quindi, annuo corretto anche delle festività mobili che non venivano colte perché l'indagine veniva effettuata in una settimana in cui non ricadevano festività; 2) per migliorare il fenomeno della stagionalità scarsamente rappresentato dai dati di base[25].

[25] I problemi derivanti dall'utilizzo dell'indagine trimestrale erano di due tipi: 1) l'eventuale distorsione del profilo stagionale in considerazione del fatto che la settimana di riferimento dell'intervista era distante dai consueti periodi di ferie;

La stima del monte ore lavorate relative alle seconde posizioni lavorative ha reso necessario ricostruire sia le serie annuali di Contabilità nazionale fino al 1980 sia l'indicatore congiunturale di riferimento.

La ricostruzione delle stime annuali dei pro-capite di secondo lavoro dal primo trimestre del 1980 fino al terzo trimestre del 1992 è stata effettuata utilizzando la dinamica del rapporto tra le serie annuali delle unità e delle posizioni lavorative di secondo lavoro; si ritiene, infatti, che tale rapporto approssimi la dinamica dei pro-capite annui effettivi.

La ricostruzione delle informazioni congiunturali sulle seconde posizioni lavorative ha interessato il numero degli occupati che hanno dichiarato di svolgere una seconda attività e i pro-capite orari. Il metodo di ricostruzione è del tipo *model-based* e non utilizza, quindi, i microdati delle indagini. In sintesi, ai fini della ricostruzione è stato utilizzato lo stesso metodo proposto per ricostruire il numero degli occupati sfruttando un numero di informazioni inferiori per individuare la relazione lineare tra Rcfl e Rtfl.

La seconda fase della ricostruzione dei pro-capite orari della seconda attività lavorativa ha comportato la stima dell'indicatore trimestrale fino al primo trimestre del 1980 utilizzando la dinamica delle serie trimestrali sul secondo lavoro calcolato in termini di unità di lavoro.

Le serie degli indicatori di riferimento cosi ricostruite sono state utilizzate per la trimestralizzazione delle serie annuali delle ore lavorate pro-capite. Più precisamente si è provveduto alla trimestralizzazione delle seguenti componenti:

1. pro-capite orario nelle attività principali dei dipendenti;
2. pro-capite orario nelle attività di secondo lavoro alle dipendenze;
3. pro-capite orario nelle attività principali indipendenti;
4. pro-capite orario nelle attività di secondo lavoro indipendenti.

Le serie degli indicatori sui pro-capite orari trimestrali e sulle posizioni lavorative sono sottoposte ad un processo di destagionalizzazione che utilizza la procedura Tramo-Seats.

---

2) la conseguente sovrastima annuale delle ore effettivamente lavorate. Sono stati, quindi, utilizzati alcuni risultati derivanti dall'indagine trimestrale "Viaggi e Vacanze" che fa parte del ciclo delle indagini sociali Multiscopo i quali, applicati ai pro-capite rilevati dalle indagini forze lavoro, hanno consentito di ridurre l'effetto delle suddette distorsioni e di migliorare la qualità dell'informazione. Una volta definiti i pro-capite riferiti ai vari trimestri è stato possibile stimare il monte ore trimestrale e il monte ore annuo aggiustando il dato per le eventuali festività.

I relativi monti delle serie, grezze e destagionalizzate, sono stati ottenuti moltiplicando le serie trimestrali sulle ore pro-capite per le rispettive serie trimestrali delle posizioni lavorative. Il monte ore effettivamente lavorato dei dipendenti e degli indipendenti è ottenuto sommando i corrispondenti monti delle prime e delle seconde posizioni lavorative. Le stime prodotte attualmente non sono corrette dai giorni lavorativi.

4.4 Problemi associati alla definizione e alla misura delle ore effettivamente lavorate

A livello internazionale si sta promuovendo l'uso di statistiche sulle ore lavorate ai fini di migliorare la comparabilità delle stime sulla produttività del lavoro. In realtà, ancora diversi problemi devono essere superati, prima di raggiungere tale obiettivo. Alcuni dei fattori che incidono sulla qualità dei confronti internazionali riguardano l'approccio a riferimento delle stime e le fonti informative di base.

Gli approcci più utilizzati ai fini della stima delle ore effettivamente lavorate sono due:

1. l'approccio diretto che utilizza i risultati delle indagini statistiche;
2. l'approccio per componenti, che consente di ottenere le ore effettivamente lavorate per somma algebrica delle principali componenti che modificano l'orario contrattuale lordo.

Nel caso delle stime di Contabilità nazionale i dati rilevati dalle indagini dirette sono stati considerati a livello pro-capite ed utilizzati come fattori moltiplicativi dell'insieme delle posizioni lavorative, principali e secondarie, stimate dalla contabilità annuale e trimestrale.

L'approccio per componenti è stato utilizzato per stimare annualmente le ore lavorate nel settore della Pubblica amministrazione i cui dati sono disaggregati a livello di sottosettori istituzionali. La principale fonte di informazione dei dati è il Conto annuale della Ragioneria generale dello Stato che consente di stimare le ore lavorate per diverse istituzioni pubbliche a un elevato livello di dettaglio (tipologia di contratto, qualifica professionale).

Un altro fattore importante che incide sui confronti è rappresentato dalla misura di riferimento dell'indicatore pro-capite di ore che in alcuni paesi è la persona occupata mentre in altri, come in Italia, la posizione lavorativa ricoperta dall'occupato. In realtà, la definizione di ore pro-capite per posizione lavorativa (*job*) consente di misurare l'input

di lavoro sottostante il prodotto; quella di ore pro-capite per persona occupata è utile strettamente ai fini delle analisi sociologiche sul mercato del lavoro.

I problemi più rilevanti sono associabili, in realtà, alle fonti di informazione; aspetti relativi al diverso contenuto informativo dei dati sulle ore lavorate rilevati dalle indagini e la tempestività del dato non sono stati ancora sufficientemente affrontati dai diversi uffici nazionali di statistica.

È vero, ad esempio, che le indagini rivolte alle imprese consentono di ottenere dati sui pro- capite orari per posizione nella professione, spesso con una buona copertura settoriale. D'altro canto, i dati riportati dalle imprese si riferiscono spesso ad informazioni di natura contabile che fanno riferimento più al concetto di ore retribuite che a quello di ore effettivamente lavorate. I dati sono disponibili aggregati a livello di impresa e non a livello di singolo lavoratore. Questi dati, inoltre, non consentono di identificare il monte ore lavorate dagli individui che svolgono una seconda attività o che sono in cassa integrazione; inoltre, difficilmente coprono tutti i settori dell'economia o si rivolgono ai lavoratori indipendenti e ai familiari coadiuvanti.

La rilevazione sulle forze di lavoro, per converso, chiede ai rispondenti di dichiarare le ore effettivamente lavorate nella settimana precedente l'intervista, nella prima come nella seconda attività lavorativa. Le motivazioni che portano un occupato a lavorare in più o in meno rispetto all'orario settimanale sono tutte comprese nella risposta data dall'intervistato.

La stessa informazione viene chiesta anche in altre indagini che si rivolgono alle famiglie e, in genere, i risultati cambiano sensibilmente. L'assunzione alla base della domanda è che l'intervistato riesca a ricordare se e quanto ha lavorato ciascun giorno della settimana di riferimento e che riesca poi a dichiarare il numero esatto di ore nell'arco dell'intera settimana. Alcuni ricercatori ritengono che, dato il tempo limitato e le difficoltà associate al ricordo, l'intervistato tenda a misurare una giornata tipo e moltiplicare tale valore per il numero dei giorni lavorati. Si ritiene, inoltre, che se la settimana precedente l'intervista risulta "atipica" rispetto all'orario, l'intervistato possa tendere a normalizzarla fornendo un'informazione media o l'orario abituale[26].

[26] Un altro aspetto da considerare è se i rispondenti sono in grado di capire chiaramente cosa includere e cosa escludere dall'orario settimanale come, ad esempio, le pause pasto, il tempo dedicato a raggiungere e a preparare il proprio

Un metodo alternativo, più elaborato, è quello di misurare il tempo di lavoro utilizzando lo strumento del diario giornaliero. Questo è l'approccio utilizzato dalle indagini sull'uso del tempo. In questo caso, l'individuo registra le attività produttive e non produttive svolte nell'arco di 24 ore e per un diverso numero di giorni. La stima delle ore lavorate rilevata utilizzando l'indagine sull'uso del tempo sembrerebbe, quindi, la più appropriata a definire il monte ore annuo perché le risposte degli intervistati sono standardizzate per gruppi omogenei e, inoltre, l'impiego del loro tempo è pienamente registrato[27]. Le divergenze tra i due diversi approcci sono tali che richiedono ancora ulteriori approfondimenti.

5. Conclusioni e prospettive future

La Contabilità nazionale trimestrale attualmente è organizzata per produrre diverse misure dell'occupazione: 1) gli occupati interni, ossia il numero di persone fisiche occupate nel territorio economico del paese; 2) le posizioni lavorative, ossia il numero dei posti di lavoro corrispondenti a ciascun occupato; 3) il monte ore effettivamente lavorate nelle diverse posizioni lavorative svolte dagli stessi occupati; 4) le unità di lavoro, che rappresentano la trasformazione a tempo pieno di tutte le posizioni lavorative svolte a tempo ridotto, al netto della cassa integrazione guadagni.

Gli occupati interni e il monte ore lavorate sono richieste dai regolamenti internazionali a titolo obbligatorio mentre le posizioni lavorative e le unità di lavoro sono richieste a titolo facoltativo. In realtà, nell'ambito della Contabilità nazionale italiana le unità di lavoro rappresentano ancora la misura di riferimento delle stime degli aggregati economici; la coerenza tra il monte ore lavorate, ottenuto in base all'approccio dei pro-capite orari e del livello delle posizioni lavorative, principali e secondarie, e le unità di lavoro non è ancora assicurata dalle stime attualmente prodotte.

In realtà, la stima del valore aggiunto annuo nella contabilità italiana è ottenuta per circa il 70 per cento dei settori produttivi moltiplican-

posto di lavoro, ecc.

[27] In questo caso, anche le attività svolte prima o dopo il lavoro sono registrate e, quindi, tali indagini dovrebbero pienamente rappresentare il comportamento dei singoli individui. In genere, le ore lavorate stimate con l'indagine sull'uso del tempo risultano inferiori rispetto a quelle ottenute utilizzano come tempo di riferimento la settimana.

do l'insieme esaustivo delle unità di lavoro per dei pro-capite di valore aggiunto ottenuti rapportando il valore della produzione e dei costi intermedi al numero delle posizioni lavorative occupate in ciascuna unità produttiva, così come rilevato dalle indagini sui conti economici delle imprese. Stimare il valore aggiunto pro-capite con le posizioni lavorative sembra oggi più affidabile rispetto a stimare il valore aggiunto per ora lavorata; fino a quando le suddette indagini non consentiranno di disporre di stime affidabili e tempestive sulle ore effettivamente lavorate a livello annuo è difficile assicurare la piena coerenza tra il monte ore lavorate e le unità di lavoro.

Le stime del monte ore effettivamente lavorate che saranno diffuse a breve hanno comunque il pregio di utilizzare tutte le fonti di informazioni disponibili nel modo più adeguato, pur presentando ancora dei margini di incertezza dovuti a diversi ordini di problemi. I problemi su cui occorre riflettere sono i seguenti:

- a livello internazionale si sta ridiscutendo la definizione di ore effettivamente lavorate proposta dall'Ilo nel 1962 che, utilizzata dalla Contabilità nazionale, appare oggi inadeguata, in particolare ai fini della stima dell'orario di lavoro degli indipendenti;
- la rilevazione continua sulle forze di lavoro rappresenta un utile strumento conoscitivo che consente oggi più che in passato di cogliere la distribuzione settoriale e la dinamica delle ore lavorate settimanalmente. La bontà dell'informazione dichiarata dall'intervistato, tuttavia, è ancora oggetto di analisi; inoltre, l'utilizzo del dato settimanale per stimare un pro-capite annuo è spesso criticato da coloro che contrappongono a tale approccio quello del diario giornaliero che consentirebbe ai rispondenti di fornire un'informazione più precisa;
- la mancanza di informazioni infra-annuali esaustive dal lato delle imprese limita l'analisi congiunturale delle ore più che quella annuale e condiziona la qualità dei risultati delle stime;
- il rilascio dei dati, sia annuali che trimestrali, da parte dei fornitori delle statistiche di base influenza ed influenzerà ancora per diverso tempo le stime prodotte dalla Contabilità nazionale, se non nella tempistica della trasmissione, nella qualità dei risultati raggiunti.

L'informazione offerta dalla contabilità trimestrale può essere comunque migliorata. Un obiettivo che si intende perseguire ai fini del

miglioramento della qualità delle stime è quella di trimestralizzare l'occupazione regolare con indicatori congiunturali specifici, sfruttando la ricostruzione delle serie annuali relativamente a tale tipologia di occupazione disponibile a partire dal 1980.

Un aspetto che, invece, coinvolge sia la qualità che la tempestività delle stime è quello collegato alla disponibilità dei dati sulle forze di lavoro, principale indicatore delle stime trimestrali. Dato che l'indagine è svolta uniformemente sulle 13 settimane del trimestre e che il disegno campionario consente di validare l'informazione relativa a ciascun mese di riferimento dell'indagine, sarebbe auspicabile ipotizzare di ottenere delle stime preliminari riferite, ad esempio, alle prime otto settimane del trimestre. Ciò consentirebbe di disporre di un indicatore infra-annuale che potrebbe essere utilizzato sia per la stima delle diverse misure di occupazione prodotte dalla Contabilità nazionale a 70 giorni dalla fine del trimestre di riferimento, sia come indicatore per una possibile stima flash sull'occupazione.

Le nuove stime di aggregati socio-economici per i Sistemi Locali del Lavoro*

Alessandro Faramondi, Maria Giovanna Piras

Istat – Istituto nazionale di statistica

Sintesi: Negli ultimi anni è aumentata la consapevolezza dell'importanza strategica della dimensione locale per la comprensione dei fenomeni sociali ed economici. In tale ambito assumono un ruolo rilevante i Sistemi locali del lavoro, unità territoriali definite sulla base dei flussi di pendolarismo per motivi di lavoro.

Nell'ambito del progetto "Informazione statistica territoriale e settoriale per le politiche strutturali 2001-2008", l'Istat ha prodotto, a livello di Sistema locale del lavoro, delle prime stime riguardanti la disoccupazione e l'occupazione residente per gli anni 1998- 2000 e delle prime stime sperimentali (attualmente in fase di perfezionamento) degli occupati interni e del valore aggiunto per il periodo 1996-1998.

Parole chiave: stime per piccole aree, Sistemi locali del lavoro, occupazione, disoccupazione, valore aggiunto.

1. Introduzione

L'uso delle tradizionali partizioni amministrative (comuni, province o regioni), nell'analisi dello sviluppo locale e nella progettazione di politiche territoriali risulta spesso inadeguato per due ordini di motivi:

- i confini amministrativi generalmente non riflettono la diffusione territoriale delle relazioni e delle dotazioni economiche e sociali;

*Nota degli editori: Il testo è una ristampa del lavoro presentato alla Sesta Conferenza nazionale di statistica, Roma, 6-7-8 ottobre 2002.

- la griglia territoriale di provincie e regioni non garantisce la presenza di realtà omogenee al proprio interno, mentre il comune risulta di dimensioni troppo piccole per una lettura anche sintetica del territorio.

Il ruolo dei sistemi locali del lavoro (di seguito SLL), nell'analisi e nella programmazione del territorio, è stato oggetto di un rinnovato interesse, sia in ambito scientifico che istituzionale. A partire dal 1999 diversi documenti ufficiali, nazionali e comunitari, hanno individuato nei SLL, il livello territoriale più idoneo per l'elaborazione di politiche di sviluppo locale. Le motivazioni alla base di tale scelta sono da ricercare essenzialmente nelle implicazioni socio-economiche che queste comportano. In primo luogo sono aree svincolate dagli usuali criteri amministrativi e all'interno delle quali esiste la massima coincidenza tra domanda e offerta di lavoro. All'interno dei SLL risulta infatti massimo, rispetto ad altre partizioni alternative, il numero di persone che risiedono e lavorano all'interno dell'area, mentre risulta minimo sia il numero di residenti del sistema che ne escono per recarsi sul luogo di lavoro, sia quello dei lavoratori che vi entrano quotidianamente (per motivi di lavoro) pur essendo residenti altrove. In tal senso è possibile affermare che i SLL concentrano "la maggiore quantità possibile delle relazioni individuali che intervengono tra luoghi dove si svolgono attività di produzione di beni e servizi e luoghi dove si esercitano le attività legate al contesto individuale, familiare e sociale" (Barbieri e Pellegrini, 2000).

Nell'ambito del progetto "Informazione statistica territoriale e settoriale per le politiche strutturali 2001-2008" l'Istat ha prodotto delle prime stime riguardanti le serie storiche per SLL, relative ai seguenti aggregati:

- "Persone in cerca di occupazione" ed "occupati" residenti (secondo la definizione dell'indagine trimestrale delle Forze di lavoro);
- "Occupati interni" per le tre macro-branche di attività economica, agricoltura, industria e servizi, basati sulla definizione del SEC95;
- "Valore aggiunto" per le tre macro-branche di attività economica, agricoltura, industria e servizi, basato sulla definizione del SEC95.

Le differenze tra la serie degli occupati interni prodotta dalla Contabilità nazionale e quella relativa all'occupazione tratta dall'indagine campionaria trimestrale sulle forze di lavoro sono prevalentemente di carattere concettuale e si estendono anche al campo di osservazione dei fenomeni[1]. In generale i due aggregati offrono una diversa visione dei fenomeni occupazionali: gli occupati interni riflettono sostanzialmente sia il livello sia l'andamento della domanda di lavoro da parte del sistema produttivo dell'area geografica di interesse; gli occupati residenti sono invece una misurazione dei fenomeni occupazionali indipendentemente dal luogo di lavoro che deriva da un'indagine rivolta alle famiglie e quindi al lato dell'offerta di lavoro. Sono escluse dall'universo famiglie, le famiglie residenti in Italia che vivono abitualmente all'estero e i membri permanenti delle convivenze (ospizi, brefotrofi, istituti religiosi, caserme, ecc.).

Per le serie storiche qui considerate è previsto un aggiornamento dei dati su base annua, fino alla scadenza del progetto. Al fine di evitare l'interruzione delle serie e rendere stabile la produzione dei dati è possibile che, dopo la fine del progetto e condizionatamente alle risorse disponibili, l'Istat inserisca nell'ambito dell'attività ordinaria, la realizzazione di tali stime.

[1] Schema semplificato del passaggio dal concetto di persone occupate dell'indagine sulle Forze di Lavoro al concetto di occupazione interna della Contabilità Nazionale.

	Numero di persone occupate residenti (indagine Forze di Lavoro, media annua)
+	Lavoratori stranieri presenti sul territorio nazionale per un periodo superiore all'anno ma non inclusi nei registri della popolazione
+	Lavoratori stranieri stagionali che lavorano nel paese per un periodo inferiore all'anno non compresi nei registri della popolazione
+	Forze armate nazionali dislocati nel resto del mondo
+	Personale addetto alle ambasciate nazionali situate all'estero
+	Lavoratori membri delle convivenze
+	Militari di leva
-	lavoratori frontalieri residenti che lavorano in unità produttive non residenti
+	lavoratori frontalieri non residenti che lavorano in unità produttive residenti
+	Trainees non retribuiti nell'ambito delle imprese
+	Persone occupate di età inferiore a 15 anni
+	Lavoratori impiegati in attività sommerse non colte dall'indagine Forze di Lavoro
+/-	Integrazione con altre fonti
=	Numero di occupati interni di Contabilità Nazionale (media annua)

2. Persone in cerca di occupazione e occupati residenti[2]

L'indagine Forze di lavoro, viene svolta dall'Istat con periodicità trimestrale, di norma, nei mesi di gennaio, aprile, luglio e ottobre. Ad ogni rilevazione viene prodotta una serie di stime, relative alle forze di lavoro e non forze di lavoro, a livello dei più importanti domini territoriali: ripartizioni e regioni. A livello di provincia, le stime dei medesimi aggregati vengono costruite non per il singolo trimestre ma solo in media annua.

Per domini territoriali diversi, quali i SLL, non è possibile determinare il valore degli aggregati con gli usuali stimatori diretti, in quanto il disegno di campionamento adottato non garantisce la produzione di stime attendibili. In particolare, la stratificazione dei comuni a livello provinciale, prevista nel disegno di campionamento, fa sì che i SLL risultino dei domini di stima non pianificati, con la conseguenza che alcuni SLL, in particolare quelli di piccole dimensioni, possono non presentare unità campione (a fronte di 784 SLL, i comuni campione sono circa 1.300).

Al fine di individuare lo stimatore migliore nelle condizioni date e realizzare le stime per il periodo 1998-2000, è stato costituito un gruppo di lavoro ad hoc.

I parametri oggetto di stima per ciascun SLL sono stati: il totale degli occupati, il totale delle persone in cerca di occupazione, il totale delle forze di lavoro, il totale delle non forze di lavoro.

I problemi di stima connessi con i domini non pianificati, sono stati superati considerando dei metodi di stima indiretti, che si basano sull'adozione di modelli che legano i valori della variabile d'interesse ad informazioni ausiliarie. In particolare sono stati sperimentati i principali metodi di stima per piccole aree, usualmente utilizzati dai principali centri di produzione statistica:

- *stimatore sintetico* con macroarea provinciale e regionale
- *stimatore sample size dependent*
- *stimatore composto* con alfa unico su base regionale
- *stimatore composto* con alfa per gruppi (in funzione della dimensione dei SLL) su base regionale

[2] Le stime sono il frutto dell'attività congiunta di un Gruppo di lavoro dell'Istat costituitosi ad hoc e così composto: Sandro Cruciani (coordinatore), Alessandro Faramondi, Stefano Falorsi, Loredana Di Consiglio, Francesco Solari, Francesco Paolo Rizzo, Antonio Rinaldo Discenza e Silvia Loriga. Alessandro Faramondi è l'autore del capitolo 2.

- *stimatore composto* con alfa ottimo
- *empirical best linear unbiased predicto.*

Tra i diversi metodi sperimentati quello che ha fornito i migliori risultati in termini di precisione delle stime, è stato lo stimatore composto con alfa ottimo:

$$\hat{Y}_d = \alpha_d {}_R\hat{Y}_d + (1-\alpha_d) {}_S\hat{Y}_d \qquad (1)$$

dove: ${}_R\hat{Y}_d$ è lo stimatore rapporto post-stratificato del parametro d'interesse, relativo al d-esimo SLL:

$${}_R\hat{Y}_d = \sum_{a=1}^{4} \frac{{}_E\hat{Y}_{da}}{{}_E\hat{P}_{da}} P_{da} \qquad (2)$$

in cui ${}_E\hat{Y}_{da}$ e ${}_EP_{da}$ sono le stime, rispettivamente del parametro d'interesse e della popolazione del d-esimo sistema locale e del post-strato *a*, ottenute in base allo stimatore di ponderazione vincolata correntemente utilizzato per la produzione delle stime dell'indagine sulle forze di lavoro (sono stati considerati 4 post-strati per stimatore $R\hat{Y}d$) e P_{da} è la popolazione residente di fonte anagrafica del d-esimo sistema locale e del post-strato *a*, coerente con le popolazioni dell'indagine forze di lavoro;

- ${}_s\hat{Y}_d$ è lo stimatore sintetico del d-esimo SLL definito dalla seguente espressione:

$${}_S\hat{Y}_d = \sum_{a=1}^{A} \frac{\hat{Y}_{ra}}{P_{ra}} P_{rda} \qquad (3)$$

in cui $\hat{Y}_{ra}$ è la stima del parametro d'interesse nella regione r-esima nel post-strato *a*, P_{ra} è la popolazione residente nella regione *r-esima* nel post-strato *a* e P_{rda} è la popolazione residente nel SLL d-esimo della regione r-esima nel post-strato *a*.

Per quanto riguarda la definizione dei post-strati sono state considerate le variabili sesso ed età:

- per lo stimatore sintetico, sono state considerate 14 classi di età per i due sessi (A=28)
- per lo stimatore rapporto post-stratificato, sono state considerate due classi di età (0- | 40 , 40 -) per i due sessi (la riduzione del numero di classi di età è stata introdotta a causa della dimensione particolarmente ridotta di alcuni SLL)

Lo stimatore composto si configura come una media ponderata tra uno stimatore asintoticamente corretto ed uno stimatore distorto, rispettivamente lo stimatore rapporto post-stratificato e lo stimatore sintetico. Ne consegue che lo stimatore composto è anch'esso distorto, ma in misura minore dello stimatore sintetico.

I pesi a_d sono stati determinati in modo da minimizzare l'errore quadratico medio (MSE) dello stimatore composto. In particolare si ha la seguente espressione dei pesi:

$$\alpha_d = \frac{MSE(_S\hat{Y}_{td})}{MSE(_S\hat{Y}_{td}) + Var(_R\hat{Y}_{td})} \qquad (4)$$

Rispetto ad analoghe esperienze, realizzate in Istat negli ultimi anni, è possibile cogliere alcuni elementi di novità. In particolare, l'uso dei dati elementari per la determinazione dello stimatore rapporto post-stratificato a livello di SLL ha consentito di *territorializzare* l'informazione, a differenza di quanto fatto in precedenza dove si ipotizzava lo stesso tasso, di occupazione o disoccupazione, per tutti i SLL di una stessa provincia (nel caso specifico si fa riferimento a sotto-sistemi).

Nella Figura 1 è illustrata la dinamica del tasso di attività tra il 1998 ed il 2000, per i SLL. In particolare è stato utilizzato il tasso di attività come fattore che meglio riesce a sintetizzare le diverse componenti del mercato del lavoro. A seconda del tasso di attività nel 2000 e della variazione nel periodo 1998-2000, i SLL sono stati classificati in quattro categorie: "in crisi", se l'offerta di lavoro è in calo ed il tasso di attività inferiore alla media nazionale; "in progresso", se il tasso di attività nel

2000 è inferiore alla media nazionale e l'offerta di lavoro fa registrare un incremento; "in flessione", se l'offerta di lavoro è in diminuzione ed il tasso di attività è superiore alla media nazionale; "eccellenti" se entrambe i parametri classificatori risultano positivi.

Dei 784 SLL, 426 presentano un tasso di attività inferiore alla media nazionale (48,2%) e 358 superiore:

- i 108 SLL "in crisi" sono concentrati esclusivamente nelle regioni del Centro-Sud (98 nel Mezzogiorno e 10 nelle regioni del Centro);
- i SLL "eccellenti" sono presenti in prevalenza nelle regioni del Nord. Dei 319 totali, 227 sono situati nel Nord, 77 nel Centro e 15 nel Mezzogiorno;
- i SLL "in progresso" sono 318: 248 nel Mezzogiorno, 41 nel Centro e 29 nel Nord. In termini percentuali i SLL "in progresso" rappresentano il 68,0% dei SLL del Mezzogiorno. Questo dato mette in evidenza la tendenza alla crescita dell'offerta di lavoro nei SLL delle regioni meridionali, anche se spesso a tale tendenza non si associa un adeguato aumento della domanda di lavoro, tale da far registrare una riduzione del tasso di disoccupazione. Nel periodo considerato, il tasso di occupazione medio passa dal 32,0% al 33,1% ed il tasso di disoccupazione medio dal 21,4% al 22,0%; i SLL "in flessione" sono i meno numerosi e sono così distribuiti: 4 nel Mezzogiorno, 8 nel Centro e 27 nel Nord.

3. Occupati interni e Valore aggiunto[3]

È importante specificare che le serie degli occupati interni e del valore aggiunto per sistema locale del lavoro qui descritte rappresentano una prima sperimentazione che attualmente è ancora in fase di perfezionamento. Si è pertanto deciso di diffondere le variabili oggetto di studio solo attraverso delle elaborazioni sintetiche. In particolare modo gli occupati interni vengono descritti attraverso la loro specializzazione settoriale nel campo

[3] Le stime occupati interni e valore aggiunto per SLL sono state eseguite nell'ambito della Direzione Centrale di Contabilità Nazionale sotto la direzione di Claudio Pascarella. Ad esse hanno contribuito: Maria Giovanna Piras, autrice del paragrafo 3.1, Alessandro Faramondi, autore del paragrafo 3.2; Augusto Puggioni e Flavio Foschi per la realizzazione degli archivi integrati.

dell'industria e dei servizi; la stima del valore aggiunto viene aggregata per classi di intensità.

3.1 Gli occupati interni

La serie degli occupati interni 1996-1998 per sistema locale del lavoro, stimate per le tre macro-branche di attività economica (agricoltura, industria, servizi) è coerente con le stime a livello provinciale pubblicate a gennaio 2002**.**

Il concetto di occupati interni coincide con il numero medio, nel periodo preso in esame, delle persone fisiche che esercitano una attività di produzione, come definita dal SEC95, in unità produttive dislocate sulla porzione di territorio oggetto di studio. Nella definizione di occupato sono incluse le persone temporaneamente non al lavoro che mantengono un legame formale con la loro posizione lavorativa nella forma, ad esempio, di una garanzia di riprendere il lavoro o di un accordo circa la data di una sua ripresa. I lavoratori in cassa integrazione guadagni rientrano in questa tipologia di occupati.

I segmenti che compongono l'insieme degli 'occupati interni' sono:

- gli occupati regolari,
- gli occupati irregolari (residenti in Italia),
- gli occupati non dichiaratisi (residenti in Italia),
- gli stranieri irregolari.

La stima degli occupati interni per SLL si basa su una stratificazione per tre classi dimensionali (1-19; 20-99; 100 e più addetti) e per 16 branche di attività economica. I dati provinciali allo stesso livello di stratificazione hanno costituito i vincoli, a cui riallineare i dati per sistema locale del lavoro.

Allo scopo di superare le difficoltà legate ai problemi della scarsa attendibilità dei dati statistici in piccole aree, per ciascun anno considerato si è provveduto alla costruzione di un *data set* informativo di base. Esso consiste di un archivio integrato realizzato attraverso l'uso di molteplici fonti statistiche ed amministrative che hanno costituito lo strumento dal quale derivare non solo le stime a livello di sistema locale del lavoro della parte di occupazione interna dichiarata dalle imprese e quella relativa alla pubblica amministrazione (occupazione

regolare), ma anche quelle relative al valore aggiunto. In particolare, per queste ultime sono stati utilizzati i seguenti archivi:

- Rilevazione sul Sistema dei Conti delle Imprese (SCI) - 100 addetti e oltre. Nell'archivio integrato sono state inserite le informazioni relative al valore aggiunto e alle spese per il personale per unità locale, per mezzo dei valori medi pro-capite dell'impresa
- Indagine campionaria sulle Piccole e Medie Imprese - fino a 100 addetti: per le unità campione sono state considerate le stesse variabili del punto precedente, per le altre unità sono stati calcolati dei valori medi di strato (valore aggiunto/retribuzione lorde). In particolare per le imprese non campionate è stato ricostruito, attraverso i dati dell'archivio INPS (modelli DM10), il valore delle retribuzioni lorde coerente con il numero dei dipendenti risultanti dall'archivio delle imprese attive (ASIA). Il valore aggiunto delle unità è stato stimato attraverso il valore medio dello strato di appartenenza.

Per la stima degli occupati interni la base informativa ha permesso di scendere ad un dettaglio di singola unità locale per quanto riguarda il settore industria e servizi. L'approccio metodologico seguito è stato caratterizzato dalla costruzione di un anno di *benchmark* e di un successivo aggiornamento delle stime correnti a partire dall'anno di maggiore disponibilità dei dati, che nel nostro caso risulta il 1996 (anno di riferimento del Censimento intermedio dell'industria e dei servizi).

Per quell'anno l'archivio è composto da più di 3,7 milioni di imprese e 4,1 milioni di unità locali. A partire dal 1996, i dati sull'occupazione regolare forniti dalle imprese sono state correntemente aggiornati con ASIA. In questo caso disponendo solo del dato degli addetti a livello di impresa e non di singola unità locale, l'informazione è stata ricostruita utilizzando la struttura territoriale delle imprese derivante da Asia 96 unità locale.

L'archivio così composto, fornisce per ogni singolo anno, informazioni a livello di singola unità locale sul numero di addetti con un dettaglio settoriale della classificazione delle attività economiche ATECO91 pari alla quinta cifra (categorie di attività economiche).

I dati riguardanti il settore agricoltura si basano sui dati censuari disponibili al momento dell'elaborazione aggiornati secondo la dina-

mica dell'informazione proveniente dall'Indagine trimestrale forze di lavoro.

La stima dei pesi dell'occupazione dipendente relativa al settore della Pubblica Amministrazione a livello di sistema locale del lavoro si basa su informazioni incrociate da diverse fonti statistiche riguardanti: Conto annuale della Ragioneria Generale dello Stato; l'Archivio Statistico delle Istituzioni Pubbliche; Banca dati del pubblico impiego. Il "Conto annuale della Ragioneria Generale dello Stato" fornisce informazioni riguardanti gli occupati dipendenti per singolo ente (sono presenti circa 9800 enti) e la loro eventuale distribuzione per regione.

Per alcuni enti, come Comunità montane, Camere di Commercio e enti territoriali (comuni, province e regioni) i dati disponibili presentano un dettaglio territoriale esaustivo.

Il problema relativo alla decentralizzazione sub-regionale degli occupati dipendenti è stato superato utilizzando "l'Archivio Statistico delle Istituzioni Pubbliche" (banca dati ASIP). Questo archivio fornisce informazioni puntuali riguardanti la localizzazione geografica (livello comunale) degli enti pubblici ed è composto da più di 28 mila unità locali. Tramite questa fonte è quindi possibile costruire una mappa geografica per SLL riguardante gli enti pubblici qualificandoli in unilocalizzati o plurilocalizzati rispetto ai sistemi locali del lavoro. Il problema di distribuire per sistema locale gli occupati dipendenti appartenenti ad enti che presentano più unità locali all'interno di una regione è stato risolto in diversi modi. Per gli enti dei comparti Ministeri, Scuola e Ricerca, sono stati utilizzati i pesi provinciali dei flussi mensili di spesa forniti dalla banca dati del pubblico impiego, riguardanti circa 1,5 milioni di occupati.

Successivamente il dato provinciale di ogni singolo comparto è stato ripartito per sottosistema locale del lavoro in base al numero delle unità locali relative agli enti considerati presenti all'interno della provincia.

Per il calcolo dei pesi a livello di sistema locale di tutti gli altri enti plurilocalizzati in diverse regioni e con più unità locali all'interno della stessa regione esclusi dalla procedura sopra descritta, sono state utilizzate per ogni singolo ente le informazioni della banca dati ASIP, ossia il numero di unità locali presenti in ogni sistema locale.

La stima dei pesi dell'occupazione irregolare è stata calcolata considerando costante, tra sottosistemi locali appartenenti alla stessa provincia, il rapporto tra occupati irregolari e regolari nella classe dimensionale 1-15 e nella stessa branca di attività economica.

La specificità settoriale di una area geografica viene di solito analizzata utilizzando il coefficiente di localizzazione dato dal rapporto tra la quota degli occupati di ciascun settore nella specifica aggregazione territoriale e la corrispondente quota calcolata su base nazionale. Un coefficiente maggiore di uno evidenzia una specializzazione del settore superiore alla media nazionale. Allo scopo di valutare la significatività statistica dei valori assunti dai coefficienti di localizzazione è stato adottato il modello di Poisson (D'Alò M., Di Consiglio L., Faramondi A., 2002).

L'analisi ha evidenziato i seguenti risultati:

- 304 SLL, di cui più di 200 localizzati al nord, risultano specializzati nel settore industria concentrando circa il 51% degli occupati interni del settore;
- 187 SLL nel settore servizi registrando una concentrazione per circa il 55,6% del totale del settore. C;
- solo 6 SLL, di cui 3 localizzati in Toscana, risultano specializzati in entrambi;
- i sistemi senza specializzazione sono 287, di cui 244 concentrati al Sud e nelle isole. In termini di occupati interni rappresentato poco più del 17% del totale nazionale dell'industria e servizi. I risultati sono mostrati nella Figura 2.

3.2 Valore aggiunto

La stima del valore aggiunto per SLL, per il periodo 1996-98, è basata su una procedura di tipo composito. All'interno di ogni SLL si procede ad una stratificazione delle unità locali, per attività economica (16 branche) e classe dimensionale (1-19, 20-99, 100 e oltre addetti).

Per ognuno dei 48 strati dei 976 sotto-sistemi provinciali si procede alla stima del valore medio di produttività da attribuire alle unità di lavoro (ULA). Sia la stima del valore medio di produttività sia delle unità di lavoro sono derivate dagli "archivi integrati" (vedi paragrafo precedente).

Le unità di lavoro per SLL sono state ottenute utilizzando un metodo di stima indiretto ed in particolare lo stimatore sintetico; tale stimatore si basa:

- sull'utilizzo di informazioni ausiliarie, correlate ai fenomeni oggetto di studio, note a livello di ciascun SLL; nella fattispecie la variabile ausiliaria è rappresentata dagli occupati interni;

- sull'adozione implicita di un modello statistico che lega i valori della variabile d'interesse e delle variabili ausiliarie a livello di SLL con i valori delle medesime variabili relative ad un'area più grande (provincia) contenente la piccola area d'interesse (metodi di *smoothing* spaziale). In particolare, nel caso in questione, l'ipotesi di fondo alla base del modello è che il rapporto tra unità di lavoro ed occupati interni resti costante nel passaggio dalle province ai SLL.

Il ricorso ai metodi di stima indiretti comporta il fatto di accettare un certo livello di distorsione, compensato però da un più basso livello dell'errore quadratico medio. Si tenga presente che il livello di distorsione è tanto più elevato quanto minore è il rispetto delle ipotesi alla base del modello. Lo stimatore sintetico utilizzato ha la seguente espressione formale:

$$\hat{Y}_{kdh} = \frac{\hat{Y}_{ph}}{P_{kh}} P_{kdh} \qquad (4)$$

dove k indica la provincia, h lo strato e d il SLL; $\hat{Y}$ e P_{kh} indicano rispettivamente le unità di lavoro e gli occupati interni.

Per quanto riguarda il valore medio di produttività, la base di calcolo è rappresentata dai dati provenienti dalle indagini sulle imprese (Indagine campionaria sulle Piccole e Medie Imprese - fino a 100 addetti - e Rilevazione sul Sistema dei Conti delle Imprese (SCI) - 100 addetti e oltre) .

Il metodo si sviluppa in più fasi.

La prima consente di stimare il valore medio di produttività per strato e SLL a partire dai dati di indagine.

La seconda e la terza vengono considerate solo per i SLL e gli strati per i quali non è stato possibile ottenere una stima con i dati della fase 1.

In particolare nella fase 2 si effettua un'operazione di *smoothing* spaziale e temporale, applicando le variazioni provinciali tra il tempo (t-1) ed il tempo (t) ai dati di SLL ignoti al tempo t e noti a (t-1) (vale anche con riferimento a tempi diversi da (t-1)).

Qualora la fase 2 dovesse risultare incompleta, lasciando degli strati di SLL senza stima, si passa alla fase 3, che consiste nell'attribuire il valore medio di produttività provinciale ai SLL in essi contenuti.

Con i dati provenienti dalle indagini (fase 1) è stato possibile ottenere una stima del valore medio di produttività di circa il 70% delle unità interessate. Il 30% residuo è stato così suddiviso: circa il 24% nella fase 2 ed il restante 6% nella fase 3.

Nel calcolo è stato distinto il settore della pubblica amministrazione, dell'agricoltura e dei servizi domestici. Per la parte di valore aggiunto ad essi afferente, la stima è stata effettuata attribuendo alle ULA distinte per branca, i valori pro-capite provinciali.

La Figura 3 illustra la composizione territoriale (anno 1998), per SLL e valore aggiunto per abitante. In particolare i 784 SLL sono stati raggruppati in 5 classi di valore aggiunto per abitante (migliaia di euro):

- "Alta": oltre 23,1;
- "Medio-alta": 19,7 23,1;
- "Media": 16,1 19,7 ;
- "Medio-bassa": 12,5 16,1;
- "Bassa": minore o uguale a 12,5.

L'analisi ha evidenziato i seguenti risultati:

- nella classe "Alta" sono inclusi 36 SLL, che ad eccezione di Melfi (Mezzogiorno), Pesaro, Portoferraio e Pomarance (Centro) sono tutti situati nelle regioni del Nord. In particolare, la concentrazione maggiore si ha in Trentino Alto Adige, con 10 SLL;
- i SLL della classe "Bassa" sono concentrati principalmente nelle regioni del Sud. Dei 376 SLL di questa classe, 315 appartengono al Mezzogiorno (rappresentano l'86,3% dei SLL situati del Sud), 40 SLL al Centro e 21 alle regioni del Nord;
- nella classe "Medio-bassa" si ha una prevalenza, in termini relativi, di SLL delle regioni del Centro. Dei 160 SLL, 49 appartengono al Centro (rappresentano il 36,0% dei SLL situati nelle regioni del Centro), 30 SLL al Mezzogiorno (rispetto ad un totale di 365 SLL) e 81 alle regioni del Nord (rappresentano il 28,6% dei SLL situati nelle regioni nel Nord);
- nella classe "Media" e "Medio-alta" si registra una prevalenza di SLL del Nord, sia in valore assoluto che relativo. Nella classe "Media", su 139 SLL, 91 appartengono alle regioni del Nord,

mentre nella classe "Medio-alta", i SLL delle regioni Settentrionali sono 58 su 73. I SLL del Mezzogiorno che appartengono alla classe "Medio-alta" sono solamente 2, Capri e Matera.

Con riferimento al periodo di stima, 1996-1998, la graduatoria dei SLL per valore aggiunto per abitante presenta delle costanti, sia nelle posizioni di vertice che di coda. Nella parte bassa della graduatoria, le ultime 2 posizioni sono mantenute sempre dagli stessi SLL, Dinami in Calabria (occupa nei 3 anni l'ultimo posto) e Mazzarino in Sicilia (occupa nello stesso periodo il penultimo posto). Per quanto concerne le posizioni di vertice, le tre posizioni di testa sono rimaste inalterate, Bolzano al terzo posto, Milano al secondo e Canazei al primo.

4. Conclusioni

Nonostante la oggettiva difficoltà di stimare nel tempo fenomeni socio-economici a livello territoriale così disaggregato, legata in particolar modo alla scarsa disponibilità di informazioni statistiche, i dati qui presentati hanno la valenza di fornire una misura plausibile dei fenomeni in un quadro coerente di definizioni e fonti, consentendo, da un lato, di cogliere la diversa intensità dei fenomeni tra unità territoriali distinte, dall'altro di valutare le variazioni temporali nell'ambito di una stessa unità.

La possibilità di migliorare le stime sin qui prodotte è legata essenzialmente a due ordini di fattori, fondamentali per gli sviluppi futuri: disponibilità di fonti statistiche ed avanzamenti metodologici. Entrambi i fattori presentano significativi margini di miglioramento. Per quanto riguarda la disponibilità di dati, nell'immediato futuro sarà possibile utilizzare le informazioni provenienti dai vari censimenti (5° Censimento generale dell'agricoltura del 2000, 14° Censimento della popolazione e delle abitazioni del 2001 e 8° Censimento dell'industria e dei servizi del 2001) o le basi di dati provenienti da archivi amministrativi, divenute in questi ultimi anni un settore cruciale nelle strategie dell'Istituto. Sul fronte degli avanzamenti metodologici gli ambiti di miglioramento riguardano principalmente l'adozione di modelli di stima per piccole aree. In particolare va affrontato il problema della formulazione di metodi affidabili in grado di ottimizzare le informazioni disponibili. L'Istat ha dedicato e dedica al tema in questione attenzione e spazi via via crescenti.

Ringraziamenti: gli autori desiderano ringraziare R. Chiocchini per il prezioso contributo nella realizzazione della cartografia.

Riferimenti bibliografici

Barbieri G., Pellegrini G. (2000) I sistemi locali del lavoro: uno strumento per la politica economica in Italia e in Europa, *Atti Convegno UVAL-DPS,* Roma.

Commissione delle Comunità' Europee (1996), " Regolamento del Consiglio (EC) n° 2223/96, del 25 giugno 1996 sul sistema europeo di conti nazionali e regionali nella comunità (SEC95*)", Gazzetta ufficiale delle Comunità europee N. L310 Volume 39 del*

30.11.96. Bruxelles

D'Alò M., Di Consiglio L., Faramondi A. (2002) Spatial analysis of the innovation services in the local labour system, *Statistical methods and techniques for analysing spatial and temporal-spatial data - Preliminary Drafts*, Sixth International Meeting on Quantitative Methods for Applied Sciences, Università degli Studi di Siena.

Falorsi P.D., Falorsi S. (1994) Stime trimestrali a livello provinciale per l'indagine sulle forze di lavoro, *Quaderni di Ricerca ISTAT,* 3.

Ghosh M., Rao J.N.K. (1994) Small area Estimation: an Appraisal. *Statistical Science*, 9, 55-93.

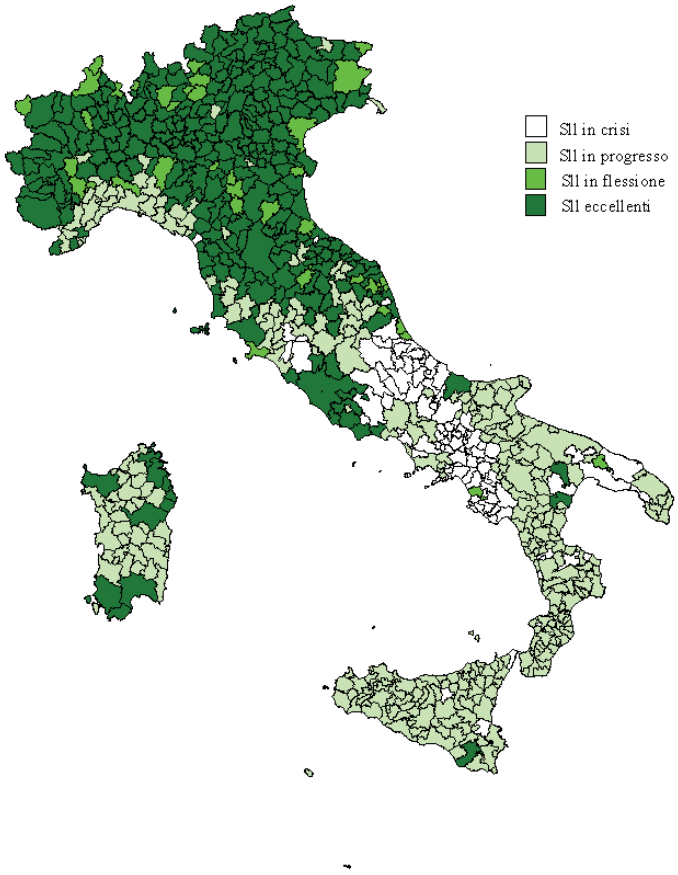
Holt D., Smith T.M.F., Tomberlin T.J. (1979) A model based approch to estimation for small subgroups of a population, *Journal of the American statistical association,* 74, 405-410.

Istat (1997) I sistemi locali del lavoro:199, *Argomenti, n.10*.

Istat (1999) *Rapporto annuale: la situazione del paese nel 2000.* Roma: Istat. Istat (2000) *Rapporto annuale: la situazione del paese nel 2001.* Roma: Istat.

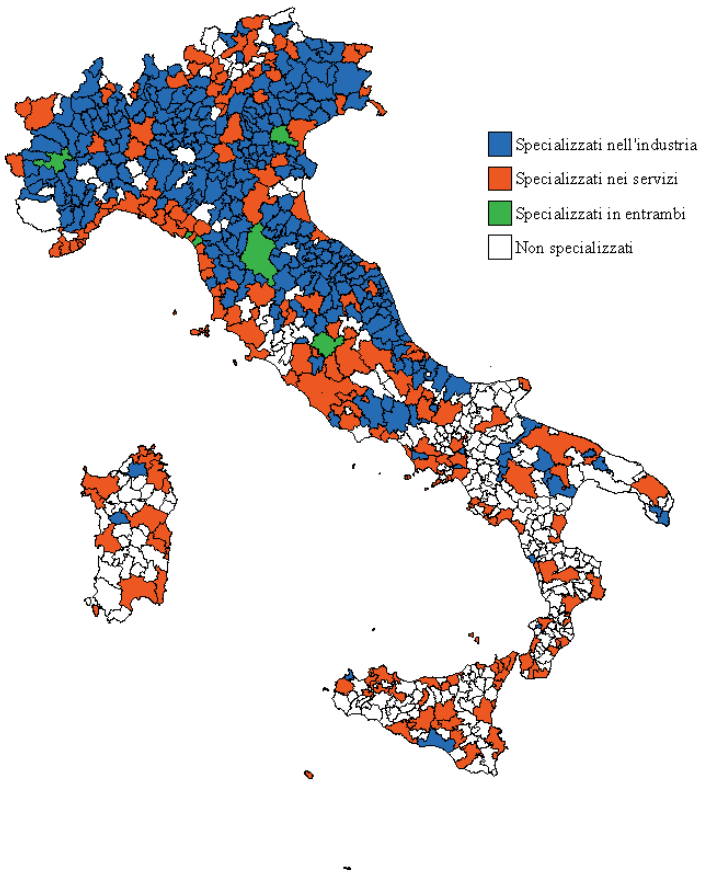
Russo A. (1995) Stimatori per piccole aree: problemi aperti, *Società Italiana di Statistica, 100 anni di indagini campionarie,* Atti del convegno, CISU, Roma, 287-311.

Figura 1 – ***Sistemi locali del lavoro secondo la dinamica (1998-2000) ed i livelli (2000) del tasso di attività***



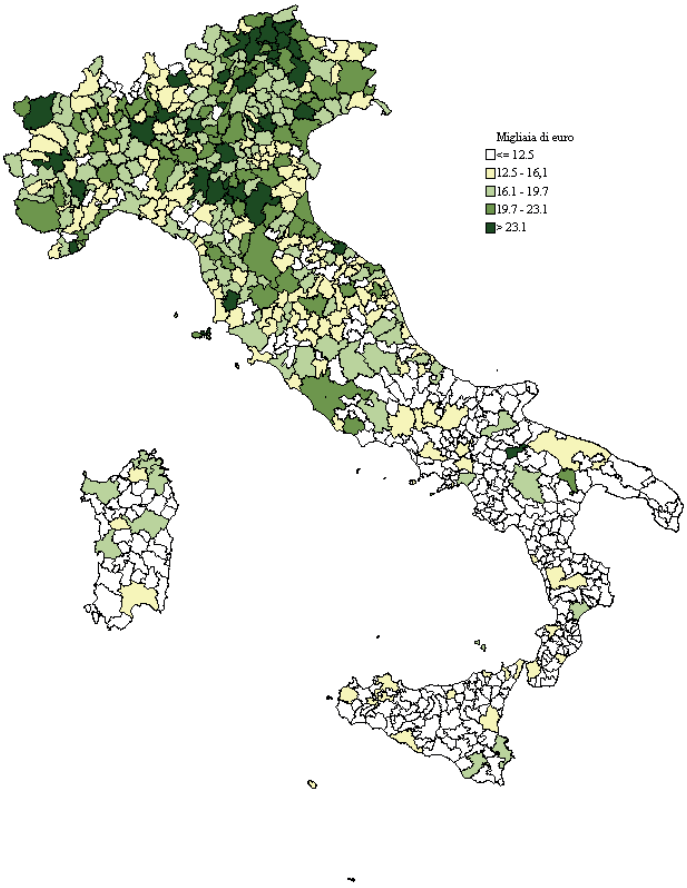
Fonte: Istat

Figura 2 – *Sistemi locali del lavoro per macro-branca di specializzazione (occupati interni) – Anno 1998*



Fonte: Istat. La mappa è basata su risultati preliminari espressi sinteticamente attraverso la loro specializzazione settoriale nel campo dell'industria e dei servizi.

Figura 3 – ***Sistemi locali del lavoro per classi di valore aggiunto pro-capite – Anno 1998***



Fonte: Istat. La mappa è basata su risultati preliminari raggruppati per classi.

Declino demografico, lavoro e crescita economica in Italia

Andrea Brandolini[1]

"In che misura un alto tasso di crescita della popolazione ostacola la crescita del prodotto pro capite?", si chiedeva Simon Kuznets a un simposio sui problemi della popolazione nel 1966, pochi anni prima di ricevere il premio Nobel per l'economia (Kuznets 1967, p. 171). A quel tempo, era diffusa la preoccupazione che una forte espansione demografica potesse comportare un rallentamento della crescita economica, soprattutto nei paesi in via di sviluppo caratterizzati da mancanza di capitale e surplus di manodopera (Birdsall 1989, p. 24). È una preoccupazione diametralmente opposta a quella che prevale oggi in Italia, e in genere nei paesi avanzati, in cui ci si confronta con denatalità e invecchiamento della popolazione. Una recente comunicazione della Commissione europea illustra bene il cambio di prospettiva: "Nei prossimi anni, la contrazione e il continuo invecchiamento della popolazione dell'UE rischiano di avere un impatto negativo sulla competitività a lungo termine dell'UE" (European Commission 2023, p. 2).

I demografi hanno da tempo messo in guardia dai problemi posti dal declino della popolazione. "Con un numero di figli stabilizzato su 1,5 per donna – avvertiva Massimo Livi Bacci un quarto di secolo fa – la demografia di fine secolo non assicura il rimpiazzo, aprendo la strada a una fase di regresso; le società europee, abituate a contare su abbondanti risorse umane, si trovano, alla fine del millennio, in una situazione di tipo opposto" (1998, p. 234). Non ne è però derivata un'azione politica conseguente, almeno in Italia.

[1] Questo testo rielabora ed estende l'articolo "Prospettive demografiche e sviluppo economico", pubblicato su *Gnosis* (n. 2, 2023, pp. 169-177). Si ringraziano, per i molti commenti e consigli, Gaetano Basso, Andrea Cutillo, Gustavo De Santis, Cristina Freguja, Federico Giorgi, Giorgio Gobbi, Salvatore Lattanzio, Massimo Livi Bacci, Marco Magnani, John Micklewright, Luisa Minghetti, Raffaella Nizzi, Valentina Ricciardi, Alessandro Rosina, Alfonso Rosolia, Roberto Torrini ed Eliana Viviano. Quando non altrimenti indicato, le traduzioni dall'inglese sono a cura di chi scrive. Le opinioni qui espresse sono dell'autore e non riflettono necessariamente quelle della Banca d'Italia.

Il mondo politico tende a concentrarsi sulla natalità e sulle politiche per rimuovere i vincoli economici, sociali o fisici che la frenano. Un buon esempio è il discorso d'inizio anno del Presidente francese, in cui Emmanuel Macron ha invocato un "riarmo demografico" basato su un congedo per nascita rafforzato e su un piano per far fronte all'infertilità (Macron 2024; Livi Bacci 2024a). L'esempio è particolarmente significativo, quando si consideri che in Francia il tasso di fecondità è tra i più alti d'Europa e le politiche di sostegno alla famiglia sono molto sviluppate. Il recente trend discendente della natalità riflette molteplici fattori, non solo economici: mutamenti nelle preferenze individuali, evoluzione dei modelli sociali e culturali, una crescente incertezza sui destini futuri, individuali e collettivi. Citando ancora Livi Bacci: "… le motivazioni che spingono persone e coppie a limitare fortemente la prole, non dipendono granché dal contesto [economico, culturale, religioso, …] in cui vivono. Esse nascono da quello che potrebbe chiamarsi lo *Zeitgeist*, lo spirito dei tempi, sfuggente e plastico, difficile da definire con indicatori concreti, come amerebbero fare i demografi e i sociologi" (2024b, p. 150). Anche se si adottassero politiche efficaci, un brusco aumento delle nascite non risolverebbe comunque lo squilibrio generazionale nel medio termine. La mobilitazione del lavoro inutilizzato, o sottoutilizzato, e l'immigrazione sono le uniche opzioni che possono alleviare la carenza di manodopera nei prossimi due decenni. La questione è altamente politicizzata e caratterizzata da visioni normative diverse e radicate, che complicano l'analisi positiva.

In questo scritto, si prende per dato il declino demografico, inteso come riduzione e invecchiamento della popolazione, e si discute quali fattori possano impedire che si trasformi in regresso economico, considerando il caso italiano[2]. La diminuzione del tasso di natalità e l'aumento della longevità sono particolarmente pronunciati in Italia: la popolazione residente è in calo dal 2014 e si prevede che diminuirà di un ulteriore 7 per cento entro il 2050, a 54,7 milioni di abitanti; la popolazione in età da lavoro si ridurrà molto di più, di oltre il 20 per cento o 7,7 milioni di persone, scendendo al di sotto del livello che aveva nel 1950 (Istat 2024, "scenario mediano"; Figura 1). Se il tasso di occupazione rimanesse quello del 2023, nel 2050 sarebbero al lavoro 5,4 milioni di persone in meno di oggi. Il declino demografico italiano è stato

[2] L'attenzione è qui rivolta al reddito pro capite come indicatore del tenore di vita. Va tuttavia tenuto presente che una forte contrazione demografica può comportare una caduta del PIL complessivo, anche quando esso cresca significativamente in termini pro capite. Adottando la prospettiva della sostenibilità del debito pubblico o dell'importanza geopolitica, che dipendono dalla dimensione assoluta dell'economia di un paese, le conclusioni sarebbero in parte diverse.

e sarà notevole. D'altro canto, l'Italia si distingue tra i principali paesi avanzati per il peggior andamento economico degli ultimi tre decenni. Nel 2023 il prodotto interno lordo (PIL) reale pro capite era solo del 21 per cento più alto di quello del 1992, rispetto al 37 per cento in Francia, al 39 in Germania, al 55 nel Regno Unito e al 65 negli Stati Uniti (Figura 2). Questa persistente difficoltà di crescita potrebbe rendere più difficile controbilanciare le conseguenze negative del declino demografico.

La contabilità di demografia e crescita nel periodo 1950-2023

Per valutare le conseguenze del declino demografico sullo sviluppo economico, è necessario andare oltre la sola riduzione della popolazione per considerare altri fattori come l'attitudine a partecipare alle attività di mercato e il tempo trascorso al lavoro durante un anno. Un esercizio di "contabilità della crescita" aiuta a comprendere le relazioni tra alcune delle variabili in gioco.

Il reddito nazionale disponibile lordo (RNDL) pro capite a prezzi costanti, o RNDL reale pro capite, fornisce una misura monetaria sintetica dello standard di vita, sebbene non possa cogliere molte altre fondamentali dimensioni del benessere umano (Sen 1993a, b)[3]. Il RNDL è una misura più appropriata del reddito dei residenti di un paese, e quindi del loro standard di vita, del PIL, poiché comprende anche tutte le entrate nette dall'estero: i redditi da lavoro dipendente, da proprietà e da trasferimenti, comprese le rimesse (più precisamente, i redditi primari e secondari del conto corrente della bilancia dei pagamenti). L'inclusione delle rimesse non è importante solo nei paesi in via di sviluppo (Capelli e Vaggi 2016), ma anche nei paesi avanzati, dove possono rappresentare un notevole flusso di reddito verso l'estero. D'altro canto, la crescente importanza delle transazioni transfrontaliere e delle pratiche di ottimizzazione fiscale adottate dalle imprese multinazionali ha esposto i limiti del PIL come indicatore del reddito di un paese (Tedeschi 2018). In assenza di un deflatore specifico, il RNDL a prezzi costanti è calcolato utilizzando il deflatore del PIL.

Il valore aggiunto lordo al costo dei fattori al netto delle rendite imputate delle abitazioni occupate dai proprietari (VACF) rappresenta

[3] In questo lavoro, il riferimento è ai "valori medi" e non si dà quindi conto delle enormi disparità nella distribuzione delle risorse materiali e immateriali. Ignorare questi aspetti distributivi rappresenta quindi una visione parziale dell'evoluzione del tenore di vita in una collettività (Brandolini e Vecchi 2013).

invece una misura della produzione. Esso coincide con la remunerazione dei fattori di produzione e differisce dal valore aggiunto ai prezzi di mercato, il PIL, poiché non include le imposte sulla produzione e sulle importazioni al netto dei contributi corrispondenti; le rendite imputate vengono sottratte perché rappresentano la valutazione dei servizi forniti dalle abitazioni ai rispettivi proprietari e non sono quindi una componente della produzione di mercato (se incluse, aumenterebbero in modo fuorviante i profitti).

La relazione che lega RNDL e VACF è quindi:

$$\begin{aligned} \text{RNDL} = {} & \text{VACF} + \text{rendite imputate delle abitazioni occupate dai proprietari} \\ & + \text{imposte meno contributi su produzione e importazioni} \\ & + \text{redditi netti dall'estero} \end{aligned} \tag{1}$$

L'identità (1) mostra che una parte del RNDL è rappresentata dai flussi di reddito attribuibili alle imposte nette e alle transazioni internazionali, un'altra parte è il valore dei servizi abitativi non prodotti e una terza parte è il risultato dell'attività economica. Quest'ultima componente è di gran lunga la più importante: nel periodo in esame il VACF rappresenta tra l'80 e il 90 per cento del RNDL. A sua volta, il VACF è il prodotto della quantità di lavoro svolto e della sua produttività, dove la quantità di lavoro dipende dalle ore medie lavorate dalle persone occupate, dalla quota di persone in età da lavoro che sono occupate (tasso di occupazione) e dalla dimensione della popolazione in età da lavoro[4].

Riassumendo, il RNDL pro capite può essere scomposto come segue:

$$\frac{\text{RNDL}}{\text{POP}} = \left(\frac{\text{RNDL}}{\text{VACF}}\right)\left(\frac{\text{VACF}}{\text{ORE}}\right)\left(\frac{\text{ORE}}{\text{OCC}}\right)\left(\frac{\text{OCC}}{\text{PEL}}\right)\left(\frac{\text{PEL}}{\text{POP}}\right) \tag{2}$$

dove POP indica la popolazione totale, ORE le ore lavorate totali, OCC l'occupazione totale e PEL la popolazione in età da lavoro. L'ultimo

[4] Questa scomposizione mantiene le definizioni statistiche standard in cui sono considerati occupati tutti coloro che nella settimana di riferimento hanno svolto almeno un'ora di lavoro in un'attività di mercato che genera una remunerazione monetaria o in natura (inclusi i collaboratori abituali di un'impresa familiare anche se non retribuiti). La misura del tasso di occupazione può essere generalizzata per tenere conto sia delle ore effettivamente lavorate (Brandolini e Viviano 2016a) sia del lavoro svolto in attività non di mercato (Brandolini e Viviano 2016b).

fattore è il reciproco del tasso di dipendenza (più 1), cioè del rapporto tra il numero dei bambini e degli anziani e quello degli adulti di età compresa tra 15 e 64 anni, i limiti convenzionalmente utilizzati per identificare l'età da lavoro.

L'espressione (2) è l'identità che permette di studiare il legame tra cambiamenti demografici e sviluppo economico. Prendendo tutte le variabili in logaritmi naturali e indicando il RNDL reale pro capite con y, il rapporto tra RNDL reale e VACF reale con v, la produttività oraria del lavoro con p, le ore lavorate per occupato con h, il tasso di occupazione con e e il rapporto tra popolazione totale e popolazione in età da lavoro con d, la crescita del RNDL reale pro capite può essere approssimata dalla differenza logaritmica e scomposta come segue:

$$\Delta y = \Delta v + \Delta p + \Delta h + \Delta e - \Delta d. \quad (3)$$

(l'operatore Δ indica la differenza tra due periodi successivi). Le variazioni di v riflettono le diverse dinamiche sia dei deflatori di RNDL e VACF sia dei flussi nominali che differenziano i due aggregati. A parte questo termine, l'espressione (3) mostra che il reddito di cui può beneficiare in media ogni abitante cresce o perché le persone sono più produttive (Δp) o perché più persone sono occupate (Δe) o lavorano per tempi più lunghi (Δh), oppure una combinazione di queste circostanze; dopo aver tuttavia dedotto la parte del prodotto che è in media assegnata a chi non lavora (Δd).

La scomposizione (3) è utile per descrivere alcuni aspetti dello sviluppo economico italiano dalla seconda guerra mondiale in poi (cfr. l'Appendice statistica per i dettagli sui dati sottostanti). Dal 1950 al 2023, il RNDL reale pro capite è aumentato di 6,4 volte, a un tasso medio annuo del 2,5 per cento: l'aumento è interamente attribuibile al miglioramento della produttività del lavoro, solo in piccola parte eroso da una riduzione dell'orario di lavoro per addetto. Questo risultato deriva da andamenti diversi nel corso del periodo (Figura 3). Il ritmo di crescita del RNDL reale pro capite è stato di circa il 5,6 per cento in media annua nei due decenni del "miracolo economico" e si è gradualmente ridotto all'1,4 per cento negli anni novanta e allo 0,2 nei primi due decenni del XXI secolo, segnati dalla crisi finanziaria globale nel 2008-09 e dalla crisi del debito sovrano nel 2011-13. Nel 2020-23, il funzionamento dell'economia è stato gravemente alterato dalla pandemia di COVID-19: al crollo dell'attività durante i *lockdown* è seguita una ripresa così vigorosa che il RNDL pro capite reale è cresciuto in media dell'1,1 per cento all'anno durante l'intero quadriennio.

Il rallentamento del RNDL reale pro capite ha essenzialmente riflesso quello della produttività del lavoro, mentre il rapporto RNDL/VACF ha avuto un impatto trascurabile tranne che nell'ultimo

periodo[5]. Il contributo delle ore lavorate per addetto è stato quasi sempre negativo, particolarmente negli anni settanta, per effetto della riduzione degli orari di lavoro contrattuali, e negli anni duemila, a seguito della diffusione degli impieghi a tempo parziale e di quelli temporanei. Anche il tasso di occupazione ha dato un contributo negativo negli anni sessanta, che è tuttavia divenuto positivo nel secolo attuale. In breve, dall'inizio degli anni duemila hanno lavorato sempre più persone, ma per tempi mediamente più brevi. L'andamento del tasso di dipendenza ha dato un apporto positivo allo sviluppo negli anni ottanta, con l'ingresso nel mercato del lavoro delle coorti del *baby-boom*, ma ha avuto un effetto depressivo dall'inizio del millennio, con il progressivo invecchiamento della popolazione.

La scomposizione appena descritta dipende da molte approssimazioni. I dati sottostanti non sono omogenei nel tempo: mentre dal 1995 in poi sono pienamente coerenti e allineati con la versione attuale del sistema dei conti nazionali (ESA 2010; cfr. Eurostat 2013), per gli anni precedenti sono frutto di elaborazioni basate su varie fonti, come descritto nell'Appendice statistica. Ancor più rilevante è il fatto che le variabili individuate non sono indipendenti, ma si influenzano vicendevolmente: per esempio, il numero di ore lavorate può influire sulla produttività oraria e viceversa; un'immigrazione più forte può contenere l'aumento del rapporto di dipendenza ma può anche diminuire il rapporto RNDL/VACF, con l'aumento delle rimesse.

Una volta presi in considerazione questi limiti, la scomposizione indica chiaramente come la crescita della produttività sia la variabile cruciale nel miglioramento del tenore di vita (monetario). Questa stessa scomposizione aiuta a valutare come la demografia potrà condizionare lo sviluppo economico in futuro.

Scenari demografici e prospettive economiche verso la metà del secolo

Come si è visto, secondo lo scenario mediano delle previsioni dell'Istat (2024), la popolazione residente in Italia nel 2050 sarà inferiore del 7 per cento rispetto al 2023. L'aspetto più critico per l'economia sarà, tuttavia, il cambiamento significativo nella composizione demografica, con il calo del 20 per cento del numero di persone in età da lavoro a 29,8 milioni e l'aumento del tasso di dipendenza dal 57 all'84

[5] Nel periodo 2020-23 il RNDL reale pro capite è cresciuto di 0,6 punti percentuali meno del VACF a causa della dinamica del rapporto RNDL/VACF; se non vi fosse stato questo effetto, sarebbe cresciuto con un ritmo paragonabile a quello degli anni novanta.

per cento. Solo per effetto della crescita del numero di bambini e anziani a quasi 9 per ogni 10 persone in età da lavoro, dagli attuali 6, il RNDL reale pro capite diminuirebbe dello 0,57 per cento all'anno nel prossimo quarto di secolo, se nessuna delle altre variabili cambiasse. Se ciò si avverasse, le tendenze demografiche avrebbero un impatto pesante sugli standard di vita del Paese.

Questo risultato richiede che tutte le altre variabili rimangano immutate e che si accettino le ipotesi sottostanti le previsioni demografiche. Per quanto riguarda queste ultime, Istat (2024, p. 13) spiega che "Il metodo probabilistico adottato poggia sulle opinioni degli esperti (*expert-based model*) per definire l'evoluzione futura dei più importanti indicatori demografici … Tale modello … si fonda sull'elicitazione di una serie di parametri da cui viene derivata la futura evoluzione stocastica di ciascuna componente demografica". Pertanto, il tasso di fecondità totale nel 2050 è pari a 1,38 nello scenario mediano, ma le 3.000 simulazioni del modello generano valori compresi tra 1,1 e 1,75 (cfr. Istat 2024, Figura A1, p. 14). Queste previsioni sono soggette a una notevole incertezza, ma non tale da modificare il modello generale, come mostrano gli intervalli di confidenza al 90 per cento nella Figura 1. In particolare, anche nello scenario più favorevole non viene ribaltata la previsione di declino demografico.

I profili di natalità e mortalità sono importanti nelle proiezioni, ma l'attenzione non è qui rivolta a queste parametri. È invece rivolta a quattro fattori che si trovano all'intersezione tra demografia e lavoro, il cui cambiamento potrebbe produrre un risultato diverso per le prospettive economiche: i confini dell'età da lavoro; il tasso di occupazione; gli orari di lavoro; i flussi migratori netti.

I confini dell'età da lavoro

La scomposizione descritta in precedenza considera 15 e 64 anni come i limiti di età all'interno dei quali ci si aspetta che le persone partecipino al mondo del lavoro. Questi limiti rappresentano una convenzione consolidata, ma sono probabilmente superati nei fatti. Da un lato, i giovani tendono a dedicare molto più tempo all'istruzione rispetto al passato, rendendo il limite inferiore dei 15 anni troppo basso. D'altro lato, il miglioramento della qualità della vita e delle condizioni di salute rende il limite superiore di 64 anni troppo restrittivo. Nell'ultimo trentennio, la speranza di vita a 65 anni è aumentata di circa 4 anni, a 20 anni, per gli uomini e 3 anni, a 23 anni, per le donne, nonostante l'arretramento dovuto alla pandemia di COVID-19. Se si corregge la speranza di vita per i problemi di salute che possono limitare gli individui nello svolgimento delle loro normali attività, in media sia

gli uomini sia le donne possono aspettarsi a 65 anni di vivere senza limitazioni per almeno altri 10 anni. Rispetto al 2008, primo anno per il quale sono disponibili questi dati, questo indicatore è salito di un anno e mezzo, un aumento pari a quello della speranza di vita (non corretta) per gli uomini e superiore per le donne. Gli anni vissuti in buona salute rappresentano l'intero miglioramento della speranza di vita che si è osservato dal 2008.

Queste osservazioni suggeriscono che si potrebbero riconsiderare i limiti di età convenzionali. La questione fu dibattuta nel lavoro preparatorio per la strategia Europa 2020, che fissò l'obiettivo che il 75 per cento della popolazione dell'UE di età compresa tra 20 e 64 anni fosse occupata entro il 2020 (European Commission 2010). Mentre il limite inferiore fu portato da 15 a 20 anni, il limite superiore venne mantenuto invariato a 64 anni: la proposta di aumentarlo di uno o due anni "... non ottenne il sostegno degli Stati membri nel Comitato per l'occupazione, che ritennero che non fosse il momento giusto per aumentare il limite superiore nella definizione di età da lavoro; di conseguenza, questo problema non fu ulteriormente esaminato" (Medeiros e Minty 2012, p. 15). È un chiaro esempio di quanto la questione sia politicamente sensibile.

In definitiva, questi limiti di età non sono altro che una convenzione statistica, che acquisisce rilevanza politica solo quando contribuisce a definire un obiettivo della politica economica o sociale. Nella realtà i confini sono sfumati e in continua evoluzione. Il requisito anagrafico per accedere alla pensione di vecchiaia è già di 67 anni in Italia ed è destinato ad aumentare ulteriormente in linea con la speranza di vita: secondo l'Organizzazione per la cooperazione e lo sviluppo economico (OCSE), per chi è entrato nel mercato del lavoro nel 2022, l'età di pensionamento raggiungerebbe di norma i 71 anni in base al previsto adeguamento alla speranza di vita (OECD 2023, Figure 3.8, p. 145). Negli ultimi vent'anni, la quota di persone occupate nella fascia di età 65-69 anni è più che raddoppiata al 14,7 per cento e quella nella fascia 70-74 anni è aumentata di un terzo al 4,3 per cento (Figura 4). Queste quote sono solo leggermente al di sotto della media dell'UE, ma il numero di persone occupate sarebbe di circa 370.000 unità più alto se i tassi di occupazione in queste fasce di età fosse pari all'attuale livello tedesco o di 720.000 unità se si prendesse come riferimento il livello svedese.

Nella scomposizione del RNDL reale pro capite discussa nella sezione precedente, le persone occupate di età superiore ai 64 anni sono conteggiate nell'occupazione totale (non essendo incluse nel denominatore, il tasso di occupazione nella Figura 3 è leggermente sovrastimato). Se si supponesse che i tassi di occupazione nel 2050 fossero in

questi due gruppi gli stessi della Germania nel 2023, si avrebbero 390.000 occupati in più: a parità di altre condizioni, ciò si tradurrebbe in una maggiore crescita annua del RNDL reale pro capite di 0,07 punti percentuali dal 2023 al 2050. Con i più elevati tassi svedesi, l'occupazione aggiuntiva sarebbe di 750.000 persone e la crescita del reddito salirebbe di 0,13 punti all'anno. Queste stime sono semplici estrapolazioni *ceteris paribus* degli attuali comportamenti in altri contesti vicini e non tengono conto del progresso che potrebbe derivare da migliori condizioni di salute fisica e mentale.

Tasso di occupazione

Il tasso di occupazione nella scomposizione (3) è calcolato come rapporto tra il totale degli occupati dei conti nazionali e la popolazione residente in età da lavoro. Questo tasso è una misura spuria, che differisce dal tasso di occupazione tradizionalmente stimato nelle statistiche sulle forze di lavoro per almeno quattro motivi, oltre alle altre discrepanze nelle definizioni e nei metodi statistici. In primo luogo, come detto, comprende al numeratore anche gli occupati di 65 o più anni. In secondo luogo, conta tutte le persone impegnate in qualche attività produttiva sul territorio economico: include quindi i lavoratori frontalieri e stagionali non residenti ma esclude i corrispondenti residenti italiani che lavorano all'estero[6]. In terzo luogo, comprende tutti i lavoratori stranieri con permesso di soggiorno che non sono registrati all'anagrafe e quindi non possono essere selezionati per la Rilevazione sulle forze di lavoro (RFL), così come tutti gli immigrati irregolari che lavorano nel Paese. Infine, include tutti i lavoratori residenti che vivono stabilmente in un istituto e i militari di leva, che fanno parte dei dipendenti delle amministrazioni pubbliche nei conti nazionali. Questi fattori contribuiscono a spiegare perché il tasso di occupazione utilizzato nella scomposizione superi quello stimato nella RFL, come mostra la Figura 5. Il divario tra le due serie varia tra 2 e 4 punti percentuali fino alla fine degli anni novanta e si allarga in seguito fino a 8 punti, forse come riflesso della crescente immigrazione.

Considerando le serie della RFL, che sono quelle generalmente usate per valutare l'offerta di lavoro, il tasso di occupazione mostra un aumento complessivo di circa 8 punti percentuali dalla fine degli anni

[6] Secondo le definizioni di contabilità nazionale (ESA 2010, 11.17 e 11.18; Eurostat 2013, pp. 308-9), i lavoratori frontalieri sono persone che attraversano quotidianamente il confine per lavorare in un paese vicino. I lavoratori stagionali sono persone che lasciano il loro paese di residenza per diversi mesi, ma meno di un anno, per lavorare in un altro paese.

settanta. Questa modesta tendenza al rialzo è interamente guidata dalla crescita costante della partecipazione delle donne, il cui tasso di occupazione è salito dal 35 per cento intorno al 1980 al 52,5 nel 2023. Al contrario, il tasso di occupazione maschile è sceso fino al 64 per cento nel 2013-14, per poi tornare al 70,4 per cento nel 2023, ancora 4 punti percentuali al di sotto del livello prevalente quarant'anni fa.

Nonostante questi miglioramenti, il tasso di occupazione italiano è tra i più bassi in Europa, soprattutto tra le donne. Nel 2023 il tasso complessivo era pari al 61,5 per cento rispetto al 71,8 nella media degli altri 26 paesi dell'UE e al 77,2 in Germania; i tassi femminili erano rispettivamente pari al 52,5, 67,7 e 73,6 per cento. Nel 2023 l'occupazione totale sarebbe stata più alta di 3,8 milioni di unità se i tassi di occupazione dell'Italia avessero eguagliato la media degli altri paesi dell'UE e di 5,8 milioni se avessero raggiunto l'elevato livello della Germania. Nei termini della scomposizione (3), a parità di altre condizioni, la crescita reale del RNDL pro capite sarebbe maggiore di 0,51 punti percentuali all'anno se il tasso di occupazione dell'Italia convergesse a quello europeo nel 2050 e di 0,75 punti se convergesse a quello della Germania.

Questi confronti mostrano che, in astratto, vi è ampio spazio per aumentare i tassi di occupazione in Italia, ma non permettono di dedurre se sia effettivamente possibile raggiungere questo risultato. Un rapido sguardo ai tassi di occupazione nel 2023 rivela che differiscono ampiamente per sesso, età, livello di istruzione e principali aree geografiche (Figura 6). Prendendo la Germania come riferimento, i tassi di occupazione sono molto più bassi nel Sud-Isole, soprattutto tra le donne, mentre sono più allineati nel Centro-Nord, tranne che tra i giovani. Tra le donne di età compresa tra 45 e 54 anni che hanno al massimo conseguito la licenza di scuola media, il tasso di occupazione nel Mezzogiorno è poco più di un terzo di quello nel Centro-Nord o in Germania. Le donne con un basso livello di istruzione rappresentano il 17 per cento della popolazione italiana in età da lavoro, ma il 31 per cento della popolazione non occupata; alcune di queste donne non hanno mai avuto un impiego retribuito. Le opportunità di lavoro sono limitate per le persone con un basso livello di istruzione e scarsa esperienza lavorativa, soprattutto nelle aree più svantaggiate del Mezzogiorno. All'altro estremo, è anomala la quota di giovani senza un impiego tra i laureati, che dovrebbero avere maggiori possibilità di trovare un lavoro: sono 600.000 le persone, per quasi due terzi donne, in questa condizione nella fascia di età 25-39 anni.

Mentre queste osservazioni implicitamente segnalano difficoltà sul lato della domanda del mercato del lavoro, i problemi sul lato dell'offerta non sono meno importanti, poiché la maggior parte delle

persone senza lavoro non sembra voler lavorare. Secondo i dati della RFL, nel 2023 il 27,4 per cento della popolazione in età da lavoro, ovvero 10,2 milioni di persone, ha dichiarato di non cercare né desiderare un'occupazione; di conseguenza, solo 4,1 milioni di persone inoccupate erano alla ricerca di un lavoro o, se non lo stavano cercando, erano comunque disponibili a lavorare. La quota di persone senza lavoro che non desideravano lavorare era più bassa tra gli uomini e tra gli individui delle classi di età centrali; per entrambi i sessi e quasi tutte le fasce d'età, era notevolmente più alta in Italia che in Germania (Figura 7; i dati utilizzati in questo grafico seguono definizioni leggermente diverse da quelle citate sopra). Sono diverse le ragioni per cui non si desidera un lavoro e molte non sono irreversibili, poiché le circostanze personali ed esterne variano. Tuttavia, l'elevata percentuale di persone che non hanno un'occupazione e non sembrano volerne una suggerisce che potrebbero esserci limiti all'aumento dei tassi di occupazione anche dal lato dell'offerta di lavoro.

Orari di lavoro

Le ore lavorate in media in un anno dalle persone occupate sono diminuite considerevolmente nel tempo, da oltre 2.100 negli anni cinquanta a 1.700 nel 2023 (Figura 8). Questa diminuzione dipende da due fattori piuttosto diversi. Negli anni sessanta e soprattutto settanta è stata guidata dalle rivendicazioni dei lavoratori e dei sindacati volte a ridurre l'orario di lavoro. Ciò è avvenuto in particolare nei primi anni settanta quando i contratti collettivi nazionali hanno previsto una riduzione della settimana lavorativa a 40 ore (si veda la serie delle ore contrattuali nei settori industriali). Questa riduzione si è trasferita interamente, seppur gradualmente, alle ore effettivamente lavorate (Bodo e Giannini 1985).

Negli anni ottanta e novanta, le ore lavorate in media all'anno si sono stabilizzate. Nel settore manifatturiero sono leggermente aumentate in gran parte per l'uso più intensivo della manodopera, dovuto al minore ricorso alla Cassa Integrazione Guadagni, molto utilizzata nella prima metà degli anni ottanta, e alla riduzione del numero di ore perse per sciopero e assenteismo (Casadio e D'Aurizio 2000).

Dalla fine degli anni novanta, la diffusione di varie forme di "lavoro atipico", spesso accettate in assenza di posti di lavoro migliori, è stata il fattore principale alla base del calo delle ore lavorate. Tra il 1993 e il 2023, la quota di lavori a tempo parziale è aumentata dall'11,2 al 18,0 per cento, dal 21,0 al 31,5 per cento tra le donne; il numero di ore lavorate a settimana in queste occupazioni è, in media, poco più della

metà che in quelle a tempo pieno. Nello stesso periodo, la quota di occupati a tempo determinato è salita dal 10,2 al 16,0 per cento: per molti lavoratori, l'alternanza di brevi periodi di lavoro con periodi di inoccupazione implica che le ore totali lavorate durante l'anno siano di gran lunga inferiori a quelle lavorate negli impieghi standard[7]. Mentre negli anni settanta il calo delle ore lavorate è stato abbastanza omogeneo tra i lavoratori, in quanto frutto di contratti di lavoro applicati a livello nazionale, dalla metà degli anni novanta il calo riflette una significativa eterogeneità tra i lavoratori (Bentivogli e Sestito 1997). La frammentazione delle esperienze lavorative è una delle cause principali dell'aumento della disuguaglianza nelle retribuzioni annue tra i dipendenti (Rosolia 2010; Depalo e Lattanzio 2023; Bovini et al. 2023).

La durata della settimana lavorativa media è ancora di gran lunga superiore alle 15 ore che nel 1930 John Maynard Keynes (1931) preconizzava per i suoi nipoti, ma la tendenza secolare alla sua riduzione, comune alla maggior parte dei paesi avanzati, difficilmente si arresterà. La ricerca di un migliore equilibrio tra lavoro e vita personale, rafforzatasi dopo la pandemia di COVID-19, non si è tradotta solamente in un aumento sostanziale del tempo lavorato da casa, ma anche in una rinnovata richiesta di accorciamento della settimana lavorativa. Nel Regno Unito 61 aziende hanno avviato nel 2022 una sperimentazione della settimana di quattro giorni che è ancora in vigore per la stragrande maggioranza di esse (Autonomy 2024), mentre in Italia la richiesta di riduzione degli orari di lavoro è presente in molte recenti trattative per il rinnovo dei contratti collettivi (Casadei 2024). Sebbene sia improbabile che questi cambiamenti si traducano presto in un nuovo standard, non sembra verosimile che si affermi la spinta opposta a un aumento degli orari di lavoro. Diversamente, una riduzione del sottoutilizzo dell'offerta di lavoro associata a molti lavori a tempo parziale o temporanei rappresenta una possibilità più realistica per accrescere l'input di lavoro.

Nel 2023 il 49,7 per cento delle donne e il 64,0 per cento degli uomini impiegati part-time hanno dichiarato di aver accettato l'occupazione a tempo parziale perché non erano stati in grado di trovarne una

[7] Utilizzando un campione dei dati amministrativi dell'Istituto nazionale della previdenza sociale (INPS), Rosolia (2010, Tabella 1, p. 183) stima che il numero medio di settimane lavorate all'anno dai dipendenti nei settori privati non agricoli sia sceso da 42,5 nel 1985-89 a 40,7 nel 2000-04; la quota di lavoratori con almeno due posizioni lavorative nell'anno è più che raddoppiata dal 7,4 al 18,6 per cento. Utilizzando un campione più ampio tratto dalla stessa fonte, Depalo e Lattanzio (2023, Figura 1, pannello b, p. 12) calcolano che il numero medio di settimane (equivalenti a tempo pieno) lavorate sia sceso da 42 nel 1993 a 36,5 nel 2021, mentre il numero di contratti per dipendente è aumentato da 1,1 a 1,34.

a tempo pieno: ciò equivale a un'offerta di lavoro potenziale pari al 4,4 per cento delle ore totali lavorate nell'economia. Se questa sottoccupazione venisse riassorbita entro il 2050, in modo che la quota di occupazione part-time fosse pari alla sola componente volontaria odierna, le ore annue lavorate in media per occupato crescerebbero a 1.780 e l'incremento del RNDL pro capite sarebbe superiore di 0,16 punti percentuali all'anno.

Flussi migratori netti

L'immigrazione è un fenomeno recente nella storia italiana. La quota della popolazione straniera residente era appena lo 0,6 per cento al censimento del 1991, è salita al 2,5 per cento nel 2001, fino a raggiungere l'8,6 per cento nel 2023, un valore che si avvicinerebbe al 12 per cento se vi si includessero anche gli immigrati che nell'ultimo ventennio hanno acquisito la cittadinanza italiana. Parafrasando un rapporto ufficiale sulla situazione tedesca nel 1992, Francesco Billari ha osservato che "l'Italia è *de facto* un paese di immigrazione, 'senza una politica di immigrazione e senza una politica di integrazione degli immigrati'" (2024, p. 83). Il punto di svolta è all'inizio del secolo attuale, quando il saldo migratorio con l'estero è divenuto significativamente positivo (Figura 9).

Nello scenario mediano delle previsioni dell'Istat (2024), la crescita della popolazione residente incorpora un consistente afflusso netto dall'estero che da un picco di 274.000 persone nel 2023 si riduce a 198.000 nel 2030, per poi stabilizzarsi intorno a circa 165.000 persone all'anno dal 2039 al 2050. Questi valori, stimati sulla base dei flussi osservati nei cinque anni 2017-19 e 2021-22 (dove il 2020 è escluso a causa delle anomalie dovute alla pandemia), possono rivelarsi molto imprecisi in entrambe le direzioni, come suggeriscono nella Figura 9 sia l'elevata variabilità della serie storica sia l'ampio intervallo di confidenza (al 90 per cento). Nell'intero periodo 2024-50, le stime dell'Istat indicano un aumento della popolazione dovuto all'immigrazione pari a 5 milioni di persone nello scenario mediano, con un intervallo di previsione che va da 3,4 a 6,7 milioni. Nell'ipotesi estrema in cui il saldo migratorio con l'estero fosse invece nullo e la composizione della popolazione straniera rimanesse esattamente quella del 2023, nel 2050 il numero totale delle persone residenti in Italia non raggiungerebbe i 50 milioni e quello delle persone in età da lavoro sarebbe di 3,9 milioni più basso di quanto previsto nello scenario mediano. Il tasso di dipendenza salirebbe al 92 per cento e, a parità di tutte le altre variabili, l'impatto negativo della demografia sul tasso di crescita annuo del RNDL reale pro capite crescerebbe a 0,73 punti percentuali. Quest'ipotesi è

evidentemente irrealistica, ma mostra quanto abbiano rilievo i flussi migratori per gli equilibri demografici nel medio periodo.

L'immigrazione è stata finora cruciale per compensare il declino della popolazione autoctona e colmare i vuoti che si andavano gradualmente creando nel mercato del lavoro italiano. Nel 2023 il peso degli stranieri nell'occupazione totale era pari al 10,1 per cento, ma raggiungeva il 14,2 per cento tra gli operai e gli artigiani e il 29,2 tra il personale non qualificato; era il 16,4 per cento nelle costruzioni e il 18,0 in agricoltura (valori che ovviamente non comprendono gli stranieri naturalizzati). Il 30,0 per cento degli occupati stranieri svolgeva un lavoro non qualificato, rispetto all'8,1 degli italiani; il 31,7 per cento era operaio o artigiano, rispetto al 21,3 degli italiani (Figura 10). In un mercato del lavoro segmentato come quello italiano, in cui ampie sacche di non occupazione coesistono con difficoltà nel reperimento della manodopera, i lavoratori immigrati per lo più sono occupati in posti di bassa qualità, meno accetti ai lavoratori italiani. Si è consolidato un rapporto di complementarità piuttosto che di sostituzione tra la manodopera autoctona e quella immigrata, che ha visto quest'ultima crescere soprattutto nella parte peggio retribuita dell'occupazione[8]. Secondo dati dell'INPS per il settore privato non agricolo, nel 2019 tra i lavoratori dipendenti che avevano una retribuzione settimanale appartenente al quinto meno pagato dell'intera distribuzione il 35 per cento era nato all'estero, a fronte di solo il 7 per cento nel quinto più pagato (Figura 11). Queste stime riguardano solo la componente regolare dell'occupazione dipendente, quella con un contratto dichiarato all'INPS: il quadro sarebbe ben più netto se vi fossero inclusi gli occupati irregolari e gli addetti dell'agricoltura.

Le condizioni sul mercato del lavoro, unitamente ai criteri di erogazione di molti trasferimenti sociali[9], si riflettono sugli standard di

[8] Giungono a questo risultato i primi studi sull'argomento di Gavosto, Venturini e Villosio (1999), Ambrosini (2001) e Brandolini, Cipollone e Rosolia (2005). Docquier, Ozden e Peri (2014) stimano che l'immigrazione non abbia avuto alcun impatto sulle retribuzioni e sull'occupazione dei lavoratori italiani nel periodo 1990-2000 e Fusaro e López-Bazo (2021) trovano che l'effetto sull'occupazione sia stato trascurabile negli anni 2009-17. D'Amuri e Peri (2014) concludono in un'analisi di 15 paesi dell'Europa occidentale, tra cui l'Italia, che nel periodo 1996-2010 gli immigrati sono stati occupati prevalentemente in mansioni manuali e poco qualificate, rendendo possibile ai nativi di spostarsi verso impieghi più complessi e meglio retribuiti.

[9] Per esempio, a seguito dell'avvio della procedura di infrazione da parte della Commissione europea, il requisito di residenza di 10 anni che era previsto per il Reddito di Cittadinanza è stato ridotto a 5 anni per l'Assegno di Inclusione: ciò nonostante, nel passaggio dall'una all'altra misura, la platea delle famiglie straniere potenzialmente beneficiarie si è fortemente ridotta perché l'allentamento del requisito di residenza è

vita delle famiglie degli immigrati, assai inferiori a quelli degli italiani secondo tutti gli indicatori disponibili. Nel 2022, tenendo conto delle differenze di composizione tra le famiglie, il reddito disponibile medio degli adulti stranieri era circa due terzi di quello degli italiani; l'incidenza della povertà assoluta, che è valutata sulla spesa per consumi, raggiungeva il 33,2 per cento tra le famiglie di soli stranieri, il 18,9 per cento tra le famiglie miste e il 6,3 per cento tra le famiglie di soli italiani; era povero un bambino ogni 19 nelle famiglie di italiani del Centro-Nord, uno ogni 7 nelle famiglie di italiani del Mezzogiorno e uno ogni 3 nelle famiglie con stranieri. Sono valori difficilmente compatibili con l'idea di integrazione.

L'apporto degli immigrati è divenuto imprescindibile per il funzionamento dell'economia italiana. Altrettanto centrale dovrebbe essere la questione della loro integrazione. Come scrive Billari, "l'integrazione di chi è già qui, sia dei nuovi migranti sia delle seconde generazioni deve … diventare una priorità, a scuola come all'università, ma nella società in generale, in particolare insegnando la lingua italiana. Semplificando e incoraggiando, poi, l'accesso alla cittadinanza italiana"; questo perché "oggi non vi sono altre opzioni demografiche" (2024, pp. 122-3). La capacità dell'Italia di attrarre immigrati dipenderà, oltre che dall'andamento della sua economia, dalle politiche migratorie attuate.

Conclusioni

Le valutazioni precedenti sono riassunte nella Figura 12. La prima barra indica l'entità della minor crescita del RNDL reale pro capite dal 2024 al 2050 che deriverebbe dal declino della popolazione previsto nello scenario mediano delle proiezioni dell'Istat, mentre la seconda indica il corrispondente valore nell'ipotesi estrema e irrealistica di un saldo migratorio nullo nell'intero periodo. Le altre barre indicano viceversa in che misura l'impatto negativo dell'evoluzione demografica possa essere riassorbito facendo ricorso al lavoro potenzialmente disponibile, ma al momento inutilizzato, nella società italiana. Queste valutazioni non sono previsioni né delineano scenari futuri, ma sono semplicemente un esercizio contabile che intende illustrare quanto sia ampia la quantità di lavoro inutilizzata nell'economia italiana. Esse indicano che tale quantità è probabilmente sufficiente a compensare, se attivata, gran parte dell'effetto negativo derivante dalle dinamiche demografiche attese ed evitare che queste si traducano in una riduzione

stato più che controbilanciato dall'irrigidimento delle altre regole di accesso (Bovini, Dicarlo e Tomasi 2023).

del reddito pro capite. Quest'ultimo tuttavia potrà crescere solo se aumenterà la produttività del lavoro.

La questione della crescita della produttività è da tempo dibattuta in Italia ed esula da questo lavoro, ma due considerazioni sono opportune. La prima riguarda le conseguenze per l'occupazione della rivoluzione tecnologica dei robot, dell'internet delle cose e dell'intelligenza artificiale. Uno studio dell'OCSE ha stimato come l'Italia sia tra i paesi avanzati più vulnerabili, con un 15 per cento dei lavori ad alto rischio di automazione e un altro 36 per cento con un'elevata probabilità di essere significativamente modificati dal progresso tecnico (Nedelkoska e Quintini 2018). Mentre da un lato questa massiccia distruzione di posti di lavoro non sembra essersi finora avverata[10], dall'altro l'automazione potrebbe offrire una notevole opportunità per ridurre l'input di lavoro nella produzione e sopperire così al ridimensionamento della popolazione in età da lavoro. L'avanzamento tecnologico risponde alle condizioni in cui le imprese operano e alcune analisi confermano come nelle economie più sviluppate l'automazione industriale sia stata accelerata dalla scarsità relativa di lavoratori nelle classi centrali di età, in genere impiegati in mansioni manuali (Atkinson 2015, Acemoglu e Restrepo 2022). Rimane centrale il problema di come evitare che i nuovi modi di organizzare la produzione possano servire solo gli interessi di una élite e invece fornire le basi per una prosperità diffusa (Acemoglu e Johnson 2023).

La seconda considerazione riguarda invece le competenze degli individui. Da una parte, la transizione digitale richiede conoscenze e capacità di svolgere mansioni che nella gran parte dei casi sono meno ripetitive, più complesse e in rapida evoluzione. Sia i tassi di istruzione sia il livello delle competenze misurato tra gli studenti e gli adulti nelle indagini internazionali sono in Italia bassi nel confronto con gli altri paesi avanzati. È un ostacolo alla transizione che richiede di investire

[10] Un caso di studio è rappresentato dai robot industriali, ossia macchine completamente autonome che non necessitano di un operatore umano, riprogrammabili e in grado di svolgere molteplici attività manuali. È stato calcolato come nel periodo 1993-2007 per ogni robot industriale installato negli Stati Uniti siano scomparsi sei posti di lavoro, che scendono a tre in aggregato una volta che si tenga conto delle ricadute positive sulla domanda di manodopera in altri settori (Acemoglu e Restrepo 2020). Applicando meccanicamente queste stime allo stock dei robot industriali operativi in Italia, più di 63.000 nel 2021 secondo informazioni dell'International Federation of Robotics, i posti di lavoro persi nei comparti che li hanno installati sarebbero dovuti essere oltre 380.000; tuttavia, replicando l'analisi nel più lungo periodo 1993-2016, non si trova alcun effetto di rilievo sull'occupazione (Dottori 2021). In base ad altre stime, relative a 17 paesi tra cui l'Italia, l'installazione dei robot non avrebbe diminuito l'occupazione totale, pur riducendola nelle mansioni meno qualificate (Graetz e Michaels 2018).

in conoscenza, a tutte le età (Visco 2014). Dall'altra parte, vi è l'annosa questione di come l'invecchiamento della popolazione influisca sulla produttività degli individui. Ray Fair (2007) ha calcolato come tra i 35 e i 60 anni i centometristi peggiorino la loro performance del 17 per cento e i maratoneti del 23 per cento, mentre per gli scacchisti il deterioramento è solo del 5 per cento[11]. Chiaramente, vi sono differenze nella misura in cui le capacità fisiche e cognitive si evolvono e si riducono con l'età e i risultati non sono indipendenti dai compiti rispetto ai quali vengono valutate. Le ripercussioni sulla produttività sono difficili da stimare, ma le evidenze empiriche non sembrano sostenere gli "scenari apocalittici" che spesso si tende a dipingere (Bloom e Sousa-Poza 2013).

Come hanno osservato David Bloom e i suoi coautori, "a lungo termine, è probabile che una fecondità al di sotto del livello di rimpiazzo porti a una struttura per età subottimale per quanto essa implica per la crescita economica. L'esatta portata di questi effetti dipende da una serie di fattori demografici, sociali e politici, che influenzano in modo decisivo lo sviluppo di lungo periodo della struttura per età, nonché le sue interazioni con l'economia" (2010, p. 144). Non è inevitabile che il regresso demografico si traduca in un regresso economico. Il punto chiave è agire su questi fattori, tenendo presente che gli individui e le imprese tendono ad adeguare i propri comportamenti e che vi è uno spazio di azione per le politiche pubbliche.

Appendice statistica

I dati dei conti nazionali per il periodo 1995-2023 sono tratti dalla banca dati online dell'Istat e si riferiscono all'Edizione settembre 2024 (che incorpora la revisione generale di "benchmark" con anno di riferimento 2021). Per gli anni precedenti, tutte le serie sono ricostruite all'indietro applicando i tassi di crescita delle serie corrispondenti nelle pubblicazioni precedenti, prendendo il 1995 come anno di collegamento. Le fonti delle serie più vecchie sono le seguenti.

- Il prodotto interno lordo a prezzi di mercato e il valore aggiunto lordo al costo dei fattori, a prezzi correnti e costanti, sono tratti da

[11] Questi valori sono stime econometriche basate sui migliori tempi registrati nei 100 metri e nella maratona dall'insieme dei maschi statunitensi e sui migliori *rating* ottenuti negli scacchi dai giocatori maschi di tutto il mondo, per ciascuna età.

Baffigi (2015); gli affitti imputati delle abitazioni occupate dai proprietari derivano dalle stime settoriali di Baffigi (2015) per il periodo 1949-69 e di Golinelli (1996) per gli anni 1970-94; queste stime non sono completamente comparabili, ma l'impatto delle differenze è trascurabile.

- Il reddito nazionale disponibile lordo a prezzi correnti è la somma del PIL e delle entrate nette dall'estero, dove queste ultime sono uguali ai saldi dei redditi primari e secondari nella bilancia dei pagamenti, come ricostruiti da Tosti (1999, 2022).
- Il numero di occupati è tratto da Giordano e Zollino (2021), mentre le ore lavorate totali sono calcolate moltiplicando questa serie per la media delle ore annue lavorate dagli occupati tratte dalla Penn World Table, versione 10.01 (Feenstra, Inklaar e Timmer 2015); il valore mancante per il 1949 è impostato uguale a quello del 1950.

I dati per il confronto internazionale dell'andamento del PIL sono di fonte OCSE.

La popolazione totale e la sua quota in età da lavoro dal 1952 in poi sono calcolate, seguendo la prassi standard nei conti nazionali, come media dei valori di inizio e fine anno dalle ricostruzioni intercensuarie dell'Istat. Per il 1949-51, la popolazione totale è tratta dalle serie storiche dell'Istat, mentre la quota di popolazione in età da lavoro è fissata uguale al valore del 1952. Il saldo migratorio con l'estero è tratto dalle serie storiche dell'Istat per il periodo 1950-2001 e dalla banca dati online per il periodo 2002-23. Le previsioni della popolazione sono quelle dell'Istat (2024), con base 1/1/2023.

La speranza di vita a 65 anni è tratta dalle banche dati online dell'Istat per il periodo 2002-23 e di Eurostat per il periodo 1985-2001. La speranza di vita senza limitazioni nelle attività a 65 anni è uno degli indicatori BES, un progetto lanciato dall'Istat nel 2010 per misurare il Benessere Equo e Sostenibile (aggiornamento novembre 2024, disponibile nella pagina BES del sito online dell'Istat). Questo indicatore misura il numero medio di anni che una persona di 65 anni può aspettarsi di vivere senza subire limitazioni nelle attività abituali per problemi di salute; per il suo calcolo si utilizza la quota di persone che nell'Indagine sugli aspetti della vita quotidiana dichiarano di avere da almeno sei mesi limitazioni causate da problemi di salute. Il numero di anni di vita in buona salute a 65 anni è l'indicatore corrispondente stimato da Eurostat utilizzando informazioni simili raccolte nell'indagine EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions). Nonostante che questo indicatore sia disponibile dal 1995, diverse interruzioni statistiche ne compromettono la comparabilità nel tempo.

Tutte le statistiche sulle forze di lavoro (tassi di occupazione totali e per età, sesso, livello di istruzione e area geografica) sono stime della RFL. Sono tratte dalle banche dati online dell'Istat per l'Italia e di Eurostat per la Germania, la Svezia e l'UE nel suo complesso, con due eccezioni: i valori per le aree geografiche italiane nella Figura 6 sono calcolati dai microdati della RFL, poiché la banca dati dell'Istat non fornisce la disaggregazione desiderata; i valori per l'Italia nella Figura 7 sono tratti dalla banca dati di Eurostat per garantire la comparabilità con i valori tedeschi, poiché le definizioni differiscono leggermente tra le due fonti. Alcune discontinuità statistiche sono corrette collegando le serie nel primo anno di sovrapposizione.

I dati sulla distribuzione delle retribuzioni settimanali in Italia si riferiscono a un campione di microdati estratti dagli archivi dell'INPS. Le statistiche sui redditi familiari sono calcolate sui dati dell'indagine EU-SILC e sono tratte dalla banca dati online di Eurostat, mentre quelli sulla povertà assoluta si basano sui dati dell'Indagine sulla spesa delle famiglie e provengono dalla banca dati online dell'Istat.

L'accesso alle banche dati online dell'Istat (http://dati.istat.it/), dell'OCSE (https://data-explorer.oecd.org/) e di Eurostat (https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database) è avvenuto nei giorni 25-27 novembre 2024.

Bibliografia

Acemoglu, D., S. Johnson (2023), *Power and Progress. Our Thousand Year Struggle Over Technology and Prosperity*, London, Basic Books; trad. it. *Potere e progresso. La nostra lotta millenaria per la tecnologia e la prosperità*, Milano, Il Saggiatore.

Acemoglu, D., P. Restrepo (2020), "Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets", *Journal of Political Economy* 128, pp. 2188-2244.

Acemoglu, D., P. Restrepo (2022), "Demographics and Automation", *Review of Economic Studies* 89, pp. 1-44.

Ambrosini, M. (2001), "Il ruolo degli immigrati nel mercato del lavoro italiano", *International Migration* 39, pp. 61-83.

Autonomy (2024), "Making it stick: the UK four-day week pilot one year on", Autonomy.

Atkinson, A. B. (2015), *Inequality: what can be done*?, Cambridge, Harvard University; *trad. it. Disuguaglianza. Che cosa si può fare?, Milano, Cortina.*

Baffigi, A. (2015), *Il PIL per la storia d'Italia. Istruzioni per l'uso*, Venezia, Marsilio ["La contabilità nazionale in Italia dall'Unità a oggi, 1861-

2017", 30 gennaio 2020, dati disponibili su https://www.bancaditalia.it/].
Bentivogli, C., P. Sestito (1997), "L'orario di lavoro, fra la tendenza storica e l'incertezza delle prospettive", in P. Ciocca (a cura di), *Disoccupazione di fine secolo. Studi e proposte per l'Europa*, pp. 284-335, Torino, Bollati Boringhieri.
Billari, F. (2024), *Domani è oggi. Costruire il futuro con le lenti della demografia*, Milano, Egea.
Birdsall, N. (1989), "Economic analyses of rapid population growth", *World Bank Research Observer* 4, pp. 23-50.
Bloom, D.E., A. Sousa-Poza (2013), "Aging and productivity: Introduction", *Labour Economics* 22, pp. 1-4.
Bloom, D.E., D. Canning, G. Fink, J.E. Finlay (2010), "The Cost of Low Fertility in Europe", *European Journal of Population* 26, pp. 141-158.
Bodo, G., C. Giannini (1985), "Average working time and the influence of contractual hours: an empirical investigation for the Italian industry (1970-1981)", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 47, pp. 131-151.
Bovini, G., E. Ciani, M. De Philippis, S. Romano (2023), "Labour income inequality and in-work poverty: a comparison between euro area countries", Banca d'Italia, Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 806, ottobre.
Bovini, G., E. Dicarlo, A. Tomasi (2023), "La revisione delle misure di contrasto alla povertà in Italia", Banca d'Italia, Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 820, dicembre.
Brandolini, A., G. Vecchi (2013), "Il benessere degli Italiani", in G. Toniolo (a cura di), *L'Italia e l'economia mondiale. Dall'Unità a oggi*, pp. 313-341, Venezia, Marsilio.
Brandolini, A., E. Viviano (2016a), "Behind and Beyond the (Head Count) Employment Rate", *Journal of the Royal Statistical Society: Series A* 179, pp. 657-681.
Brandolini, A., E. Viviano (2016b), "Accounting for Total Work in Labour Statistics", *Journal for Labour Market Research* 49, pp. 199-212.
Brandolini, A., P. Cipollone, A. Rosolia (2005), "Le condizioni di lavoro degli immigrati in Italia", in M. Livi Bacci (a cura di), *L'incidenza economica dell'immigrazione*, pp. 245-262, Torino, Giappichelli.
Capelli, C., G. Vaggi (2016), "Why Gross National Disposable Income Should Replace Gross National Income", *Development and Change* 47, pp. 223-239.
Casadei, C. (2024), "Sulla riduzione dell'orario pesa il nodo della produttività", *Il Sole 24 Ore*, 6 marzo.

Casadio, P., L. D'Aurizio (2000), "Orari di lavoro pro capite, flessibilità e efficienza produttiva dell'industria manifatturiera italiana tra il 1985 e il 1998", *Rivista italiana degli economisti* 5, pp. 413-447.

D'Amuri, F., G. Peri (2014), "Immigration, Jobs, and Employment Protection: Evidence from Europe before and during the Great Recession", *Journal of the European Economic Association* 12, pp. 432-464.

Depalo, D., S. Lattanzio (2023), "The increase in earnings inequality and volatility in Italy: the role and persistence of atypical contracts", Banca d'Italia, Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 801, ottobre.

Docquier, F., C. Ozden, G. Peri (2014), "The labour market effects of immigration and emigration in OECD countries", *Economic Journal* 124, pp. 1106-1145.

Dottori, D. (2021), "Robots and employment: Evidence from Italy", *Economia politica* 38, pp. 739-795.

European Commission (2010), "Europe 2020. A strategy for smart, sustainable and inclusive growth", Communication from the Commission, Brussels, COM(2010) 2020.

European Commission (2023), "Demographic change in Europe: a toolbox for action", Communication from the Commission to the European Parliament, the Council, the European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions, Brussels, COM(2023) 577 final.

Eurostat (2013), *European system of accounts. ESA 2010*, Luxembourg, Publications Office of the European Union.

Fair, R.C. (2007), "Estimated Age Effects in Athletic Events and Chess", *Experimental Aging Research* 33, pp. 37-57.

Feenstra, R.C., R. Inklaar, M.P. Timmer (2015), "The Next Generation of the Penn World Table", *American Economic Review* 105, pp. 3150-3182 [dati disponibili su https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/].

Fusaro, S., E. López-Bazo (2021), "Immigration and Native Employment. Evidence from Italian Provinces in the Aftermath of the Great Recession", *Papers in Regional Science* 100, pp. 405-429.

Gavosto, A., A. Venturini, C. Villosio (1999), "Gli immigrati competono con i nativi?", *Labour* 13, pp. 603-622.

Giordano, C., F. Zollino (2021), "Long-run factor accumulation and productivity trends in Italy", *Journal of Economic Surveys* 35, pp. 741-803 ["Lavoro e capitale in Italia 1861-2017", 8 novembre 2021, dati disponibili su https://www.bancaditalia.it/].

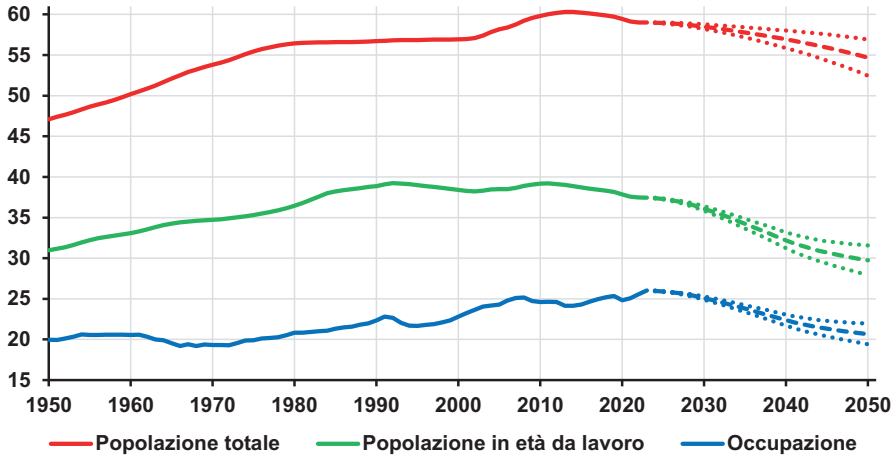
Golinelli, R. (1996), "La banca dati su dischetto per la contabilità nazionale in Italia in base 1990 (1951-1995)", Bologna, Prometeia.

Graetz, G., G. Michaels (2018), "Robots at Work", *Review of Economics and Statistics* 100, pp. 753-768.
Istat (2024), "Il Paese domani: crescerà lo squilibrio tra nuove e vecchie generazioni, aumenteranno le differenze", Statistiche Report, 24 luglio.
Keynes, J.M. (1931), "Economic Possibilities for Our Grandchildren", in *Essays in Persuasion*, London, Macmillan; trad. it. "Prospettive economiche per i nostri pronipoti (1930)", in J.M. Keynes, *Esortazioni e profezie*, Milano, Garzanti, 1975.
Kuznets, S. (1967), "Population and Economic Growth", *Proceedings of the American Philosophical Society* 111, pp. 170-193.
Livi Bacci, M. (1998), *La popolazione nella storia d'Europa*, Bari-Roma, Laterza.
Livi Bacci, M. (2024a), "La Francia, Macron e la natalità", *Neodemos.info*, 23 gennaio.
Livi Bacci, M. (2024b), "Un Paese per vecchi, per un Paese per giovani", *il Mulino*, n. 3, pp. 147-156.
Macron, E. (2024), "Conférence de presse", 16 gennaio.
Medeiros, J., P. Minty (2012), "Analytical support in the setting of EU employment rate targets for 2020", European Commission, Directorate-General for Employment, Social Affairs & Inclusion, Working Paper 1/2012, maggio.
Nedelkoska, L., G. Quintini (2018), "Automation, Skills Use and Training", OECD Social, Employment and Migration Working Papers, n. 202, marzo.
OECD (2023), *Pensions at a Glance 2023: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing, Paris.
Rosolia, A. (2010). "L'evoluzione delle retribuzioni in Italia tra il 1986 e il 2004 secondo i dati dell'archivio WHIP", *Politica Economica* 26, pp. 179-201.
Sen, A.K. (1993a), "Capability and Well-Being", in M. Nussbaum e A.K. Sen (a cura di) *The Quality of Life*, Oxford, Clarendon Press.
Sen, A.K. (1993b), "Economic Regress: Concepts and Features", *World Bank Economic Review* 7, Supplement, pp. 315-334.
Tedeschi, R. (2018), "The Irish GDP in 2016. After the disaster comes a dilemma", Banca d'Italia, Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 471, dicembre.
Tosti, E. (1999), "La ricostruzione della bilancia dei pagamenti e della posizione patrimoniale sull'estero (1970-1999)", Banca d'Italia, Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 581, novembre.
Tosti, E. (2022), "La ricostruzione della bilancia dei pagamenti e della posizione patrimoniale sull'estero (1945-1969)", Banca d'Italia,

Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 694, June ["Dati ricostruiti - Bilancia dei Pagamenti - serie annuali 1945-1999", 17 giugno 2022, dati disponibili su https://www.bancaditalia.it/].

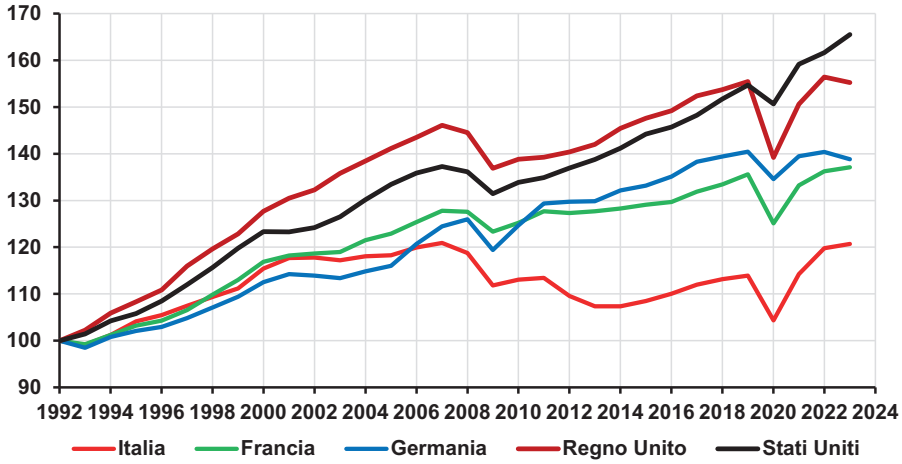
Visco, I. (2014), *Investire in conoscenza. Crescita economica e competenze per il XXI secolo*, 2a ed., Bologna, Il Mulino.

Figura 1: Dinamica della popolazione in Italia, 1950-2050 (milioni di persone)



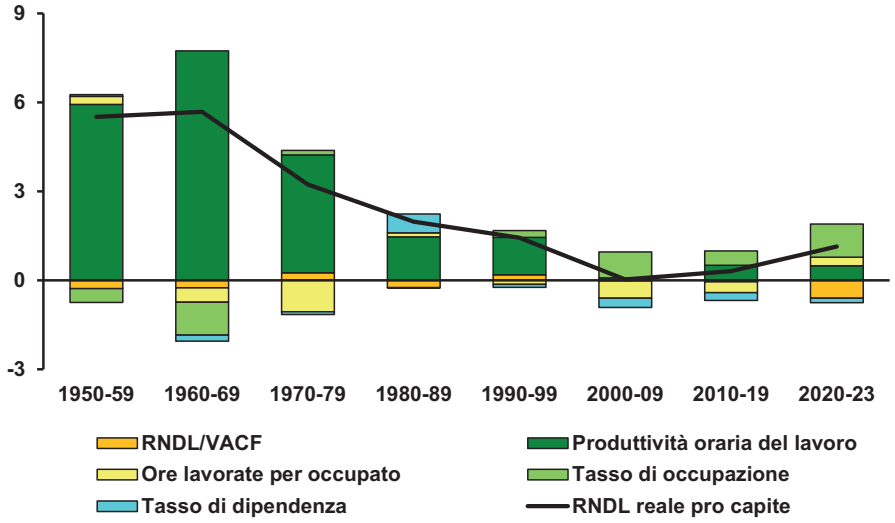
Fonte: cfr. Appendice statistica. Le linee tratteggiate e punteggiate indicano rispettivamente le proiezioni mediane e gli intervalli di confidenza al 90 per cento; la popolazione totale e quella in età da lavoro sono previsioni dell'Istat, mentre l'occupazione è calcolata moltiplicando la previsione della popolazione in età da lavoro in ciascun anno per il tasso di occupazione nel 2023.

Figura 2: PIL reale pro capite in alcuni paesi avanzati, 1992-2023 (numero indice: 1992=100)



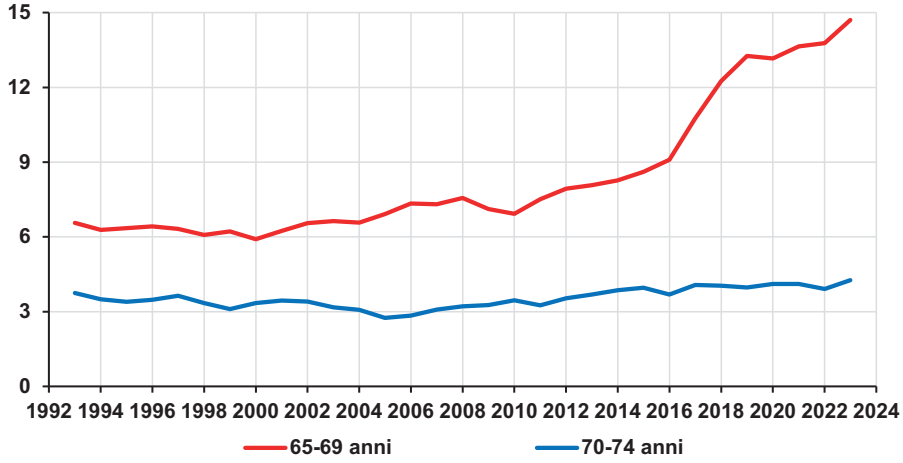
Fonte: cfr. Appendice statistica. Il PIL è espresso in dollari USA ai prezzi del 2015 e alle parità di potere d'acquisto.

Figura 3: Contabilità della crescita del RNDL reale pro capite in Italia, 1950-2023 (punti percentuali)



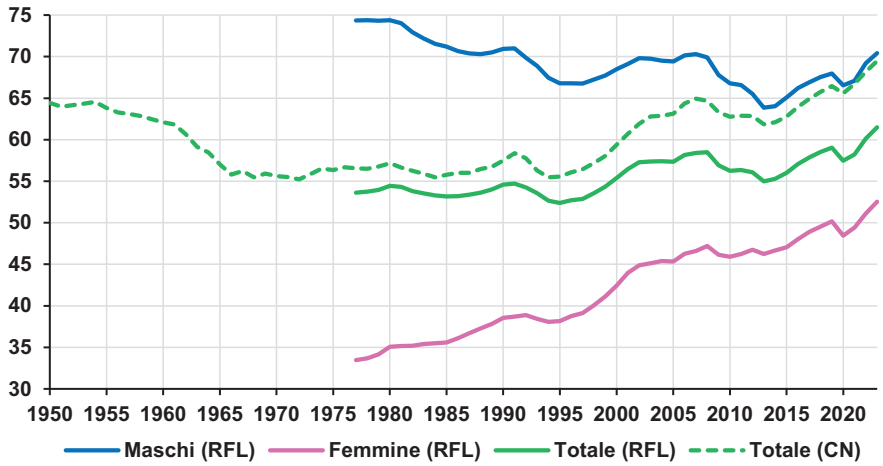
Fonte: cfr. Appendice statistica. Il grafico mostra le variazioni medie annue (approssimate con le differenze logaritmiche) del RNDL reale pro capite e la scomposizione nelle sue componenti; per ciascun periodo, la somma delle barre coincide con il valore indicato dalla linea.

Figura 4: Tasso di occupazione delle fasce di età più anziane in Italia, 1993-2023 (per cento)



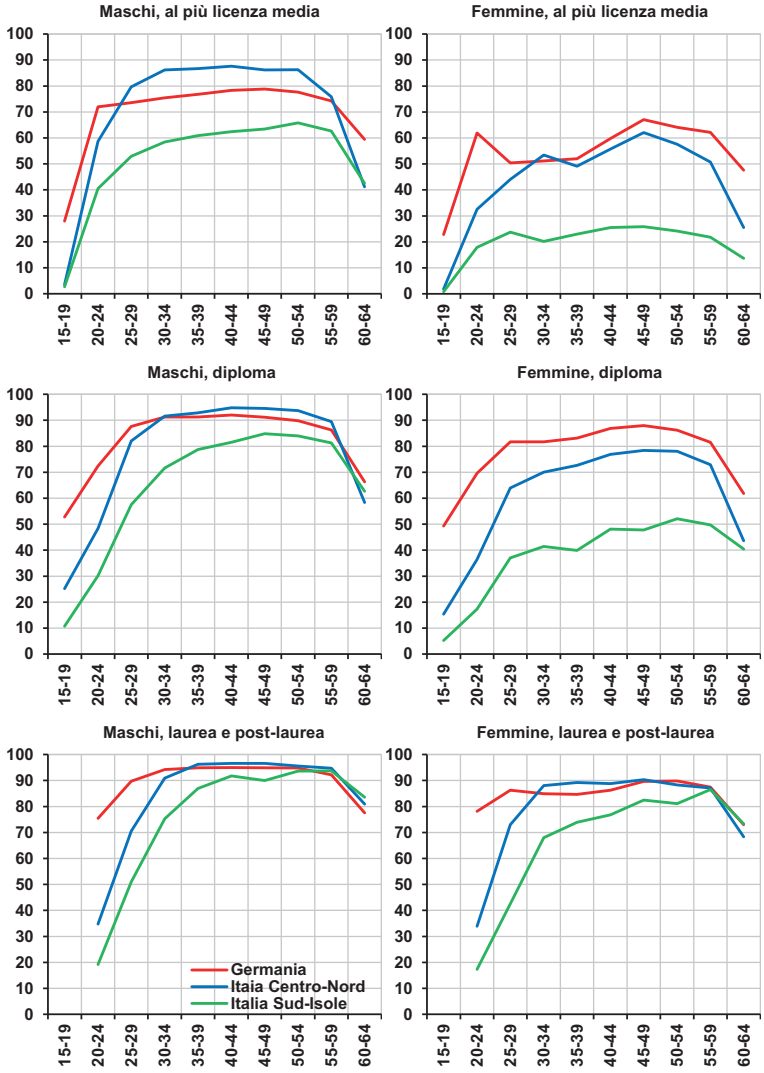
Fonte: cfr. Appendice statistica.

Figura 5: Tassi di occupazione della popolazione in età da lavoro in Italia, 1950-2023 (per cento)



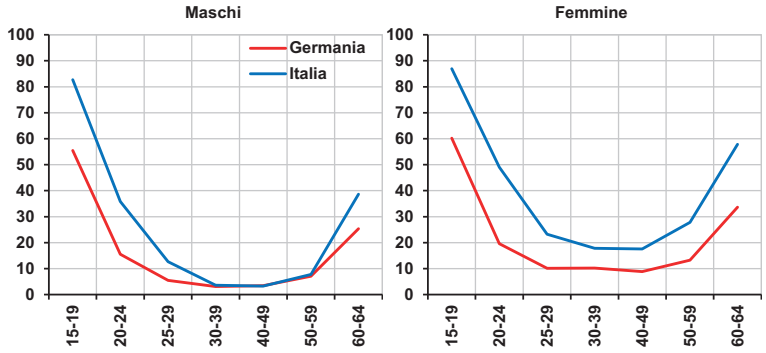
Fonte: cfr. Appendice statistica. CN indica la serie basata sui conti nazionali utilizzata nella scomposizione, mentre RFL indica le statistiche standard per la popolazione in età da lavoro stimate nella Rilevazione sulle forze di lavoro.

Figura 6: Tassi di occupazione per sesso, classe di età e livello di istruzione nel Centro-Nord e nel Sud-Isole in Italia e in Germania, 2023 (per cento)



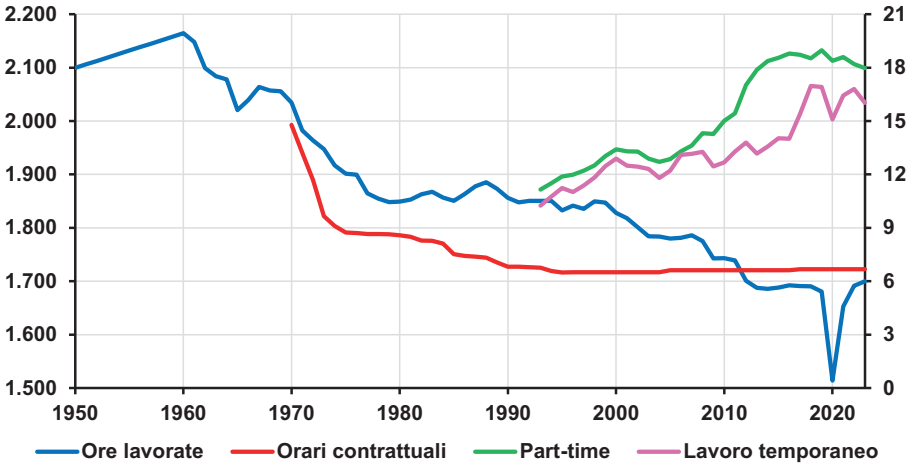
Fonte: cfr. Appendice statistica.

Figura 7: Persone inattive che non vogliono lavorare per sesso e classe di età in Italia e Germania, 2023 (quota percentuale sulla popolazione in età da lavoro)



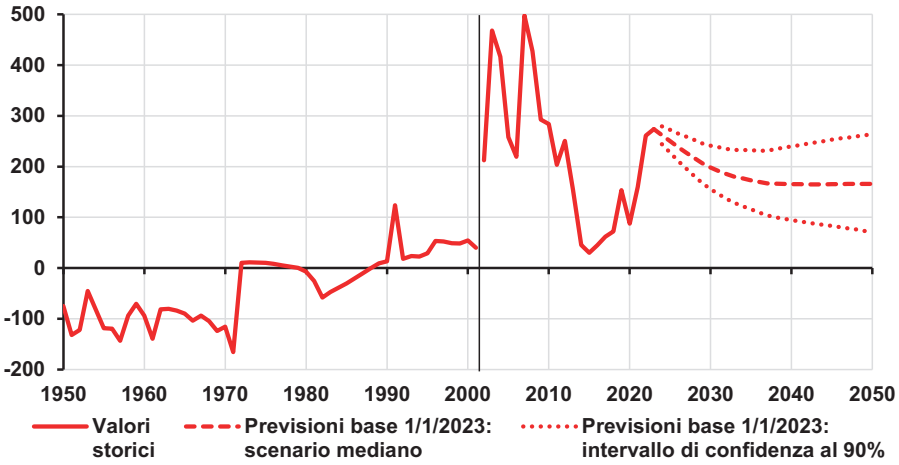
Fonte: cfr. Appendice statistica.

Figura 8: Tempi di lavoro in Italia, 1950-2023 (numero di ore e percentuali)



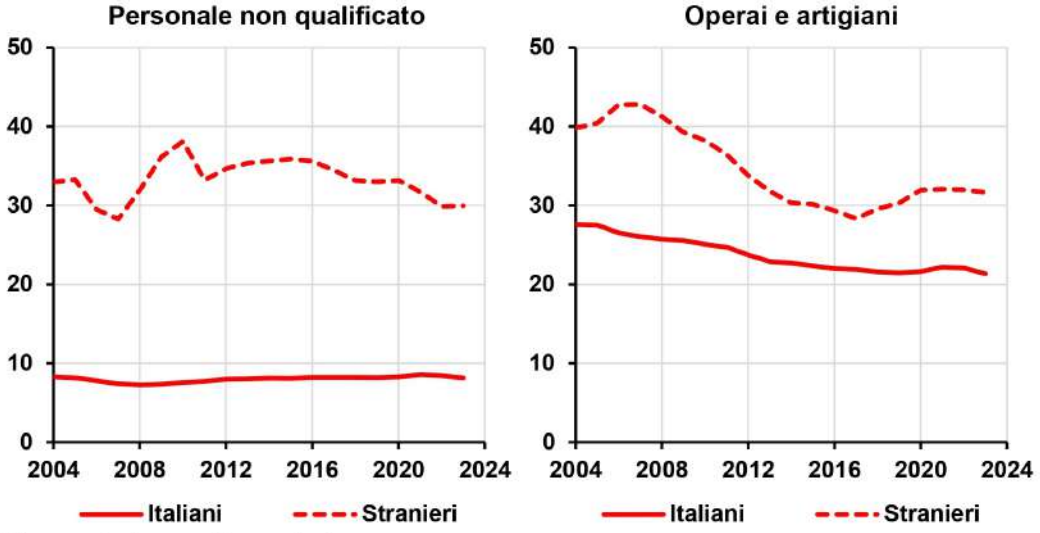
Fonte: cfr. Appendice statistica. Ore lavorate: media annua delle ore di lavoro per lavoratore occupato. Orari contrattuali: numero medio delle ore di lavoro fissate nei contratti collettivi nazionali nei settori industriali. Part-time: quota di lavoratori occupati a tempo parziale (scala di destra). Lavoro temporaneo: quota di lavoratori dipendenti con contratto a tempo determinato (scala di destra)

Figura 9: Saldo migratorio con l'estero in Italia, 1950-2050 (migliaia di persone)



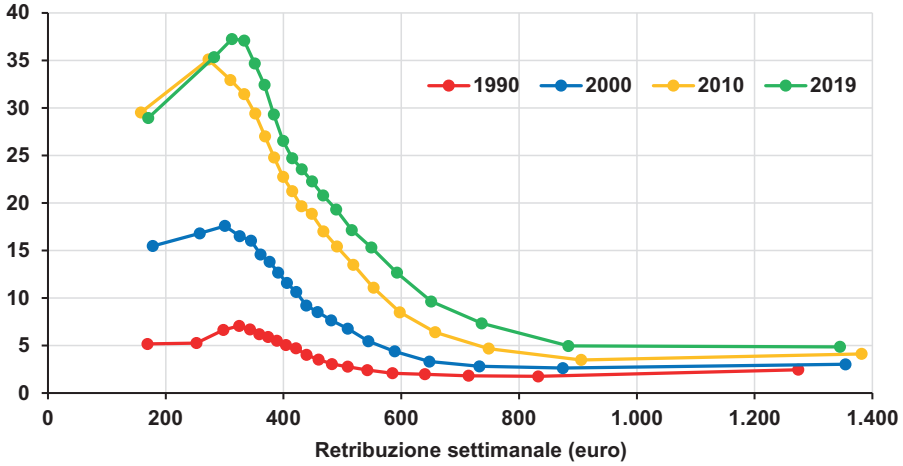
Fonte: cfr. Appendice statistica. La linea verticale indica un'interruzione della serie storica.

Figura 10: Quota sul totale degli occupati per italiani e stranieri in Italia, 2004-23 (per cento)



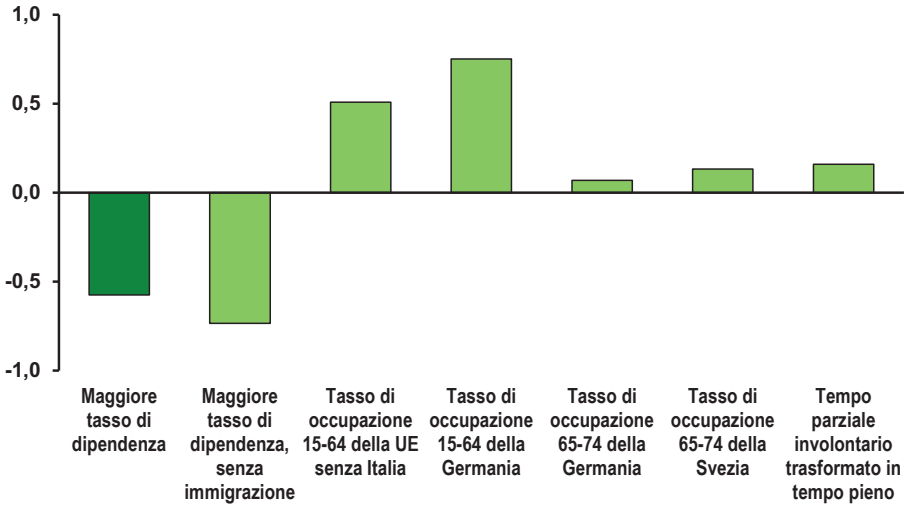
Fonte: cfr. Appendice statistica.

Figura 11: Quota di lavoratori dipendenti nati all'estero nei settori privati non agricoli per livello della retribuzione settimanale in Italia, 1990, 2000, 2010 e 2019 (per cento)



Fonte: cfr. Appendice statistica. Lavoratori di età compresa tra 15 e 64 anni che hanno lavorato per almeno cinque settimane; retribuzione settimanale equivalente (ovvero, per i lavoratori a tempo parziale, resa equivalente a quella di un dipendente a tempo pieno) ai prezzi del 2015 (indice dei prezzi al consumo). Ogni punto rappresenta il valore medio di un ventesimo dei lavoratori dipendenti ordinati per livello crescente della retribuzione settimanale equivalente.

Figura 12: Impatto di cambiamenti nell'evoluzione della demografia e del lavoro sul tasso di crescita annuo del RNDL reale pro capite in Italia, 2024-50 (punti percentuali)



Fonte: elaborazioni dell'autore; cfr. testo.

Convergenza economica tra le regioni italiane evidenza empirica*

M. Giovanna Piras

Università di Cagliari

Introduzione*

Dopo una sostanziale stasi nella ricerca, si è registrato negli ultimi anni uno sviluppo della nuova letteratura sulla crescita, basato sulla constatazione che i livelli di produttività o i redditi pro capite di nazioni differenti nel mondo non convergono nel tempo.

L'ipotesi che ci siano delle forze automatiche che spingono i paesi poveri a crescere più velocemente dei paesi ricchi, giustificata dai rendimenti decrescenti nel capitale previsti dal modello neoclassico, non ha trovato una conferma nei recenti lavori che utilizzano un ampio campione di dati (pubblicato da Summer e Heston, 1988) sul GDP di tutti i paesi del mondo per il periodo 1960-85.

Questo mancato riscontro empirico, insieme all'incapacità della teoria neoclassica di dare una spiegazione alla varianza dei tassi di crescita tra paesi nello stato stazionario, ha rappresentato un grosso stimolo per la nuova letteratura degli anni '80. Questa può essere interpretata come un tentativo di arricchire la teoria della crescita per dare una risposta alla sua domanda centrale: perché alcuni paesi seguono rapidi

*Nota degli editori: il testo è una ristampa del lavoro pubblicato nella collana "Quaderni dell'Istituto di Scienze Economiche e Finanziare (Università di Cagliari), n. 10, 1992.

** Questo lavoro è tratto dalla mia tesi di laurea in Scienze Politiche svolta presso l'Università di Cagliari nell'anno accademico 1990/91. Desidero ringraziare il mio relatore Prof. Guido Tabellini per i suoi preziosi insegnamenti. Un ringraziamento particolare va al Prof. Francesco Pigliaru per aver letto le prime bozze fornendomi utili consigli e commenti per la stesura finale. Ringrazio inoltre Stefano Usai per le sue puntuali osservazioni.

sentieri di sviluppo mentre altri appaiono intrappolati in situazioni di persistente arretratezza economica?

Una risposta ci viene in parte fornita dai recenti lavori empirici di Barro e Sala-i-Martin (1990). Essi dimostrano come, inserendo nel modello variabili che rispecchiano le caratteristiche di ogni paese (forme istituzionali, dotazione di capitale umano e altro), sia possibile ottenere dei risultati a favore della convergenza anche per un campione di paesi eterogeneo.

In generale, i risultati ottenuti da Barro e Sala-i-Martin mostrano una convergenza lenta tra paesi. Come riportato in un loro articolo del 1990 questi risultati empirici sono coerenti con modelli di crescita che includono il capitale umano nel fattore capitale, con conseguenti rendimenti decrescenti del capitale più lenti. Due modelli di crescita si propongono come sostenitori di questa teoria: la nuova versione del modello neoclassico e i modelli di crescita endogena.

Il presente lavoro intende utilizzare i recenti metodi di stima adoperati nella nuova letteratura empirica per analizzare la convergenza tra le regioni italiane, e aggiornare in questo modo la vasta letteratura che si è occupata del divario Nord-Sud a partire dai primi anni Cinquanta. Allo stesso tempo, l'utilizzo di tali strumenti empirici ci offre l'opportunità di confrontare i risultati ottenuti in questa sede con i recenti risultati ottenuti da campioni internazionali di Paesi.

Questa analisi empirica utilizza diverse serie storiche del PIL che complessivamente coprono l'intero periodo 1951-87 e una serie di altre variabili che in qualche modo possono contribuire alla spiegazione delle differenze tra regioni (reati, opere pubbliche, tasso di migrazione, numero di licenziati e diplomati come proxy del capitale umano). I risultati ottenuti mostrano una convergenza fino ai primi anni '70 e una chiara divergenza dal '75 in poi, a conferma dell'inversione di tendenza rilevata dalla letteratura che si occupa del divario Nord-Sud. Tale inversione è stata attribuita in parte allo shock petrolifero che avrebbe colpito maggiormente le regioni meridionali.

Nel periodo 1951-1984 si registra una convergenza del 0.7%. Ciò implica che il gap tra le regioni ricche e quelle povere è diminuito, in media, del 0.7% all'anno. Questo dato, anche se non direttamente confrontabile, conferma la diminuzione del divario Nord-Sud analizzata da Sylos Labini (1985) e messa in evidenza da Guglielmetti (1983). Nella sua analisi, infatti, emerge che il divario, (misurato dal prodotto per abitante nelle due circoscrizioni del Paese) nel periodo 1951-1981, si è ridotto di 8 punti percentuali.

La lenta convergenza da noi registrata, inoltre, corregge in modo significativo le conclusioni empiriche che Barro e Sala-i-Martin riportano nel loro articolo sulla convergenza tra nord e sud dell'Italia (Barro e Sala-i-Martin (1991)). In base al loro studio, infatti, il divario dovrebbe diminuire del 2% all'anno seguendo così l'andamento delle altre regioni europee. Le ragioni di questo differente risultato possono solo in minima parte essere attribuite al fatto che Barro e Sala-i-Martin considerano nella loro analisi un campione più ristretto che include solo le regioni italiane più ricche e quelle più povere.

Il campione da noi utilizzato, infatti, ha permesso di mettere in luce che le regioni più povere del sud convergono più lentamente con le regioni più ricche, (quelle del nord), rispetto alle regioni intermedie. Questo fenomeno è analogo all'andamento che è stato rilevato nello studio della convergenza internazionale.

Un risultato molto interessante è stato conseguito inserendo nella regressione base una misura della criminalità legata ai reati contro il patrimonio, l'economia e la fede pubblica. Questa variabile (REATI) contribuisce a spiegare in modo robusto la varianza dei tassi di crescita tra regioni: maggiore è il numero di reati (considerati nell'anno iniziale) minore sarà la crescita in quella regione.

Nella prima sezione verranno analizzati i due indicatori di convergenza utilizzati in questa analisi, comunemente chiamati indicatore β ed indicatore σ.

Seguirà una sezione dove verranno esposti i principali risultati ottenuti dalle analisi empiriche svolte su vari campioni di paesi. Nella terza sezione verranno presentati i risultati della nostra analisi. Le conclusioni sono presentate nella quarta sezione.

1. Due indicatori di convergenza

I due indicatori di convergenza utilizzati nella nostra analisi sono comunemente chiamati indicatore β e indicatore σ.

La convergenza del primo tipo si realizza quando un paese povero tende a crescere più velocemente di un paese ricco, così che (a parità di conoscenze e tecnologia) il paese povero tende a raggiungere il paese ricco in termini di livello di reddito pro capite.

Questo tipo di convergenza, legata al modello neoclassico, può essere analizzata tramite la seguente funzione[1]:

$$(1)\quad (1/T)\log(y_{it}/y_{i,t-T}) = a - b\log(y^*_i/y_{i',t-T})/T + u^i_t$$

[1] Per un approfondimento del modello vedi Barro e Sala-i-Martin (1990)

dove *a* riflette il reddito di equilibrio[2]; $b = (1-e^{-\beta T})$ indica l'effetto del reddito iniziale sul tasso di crescita medio del periodo; e u^i_t rappresenta la variazione stocastica.

La (1) mette in relazione il tasso di crescita medio del periodo considerato $(1/T)\log(y_{it}/yi_{,t-T})$, con il prodotto (PIL) iniziale pro-capite $\log(y^*_i/y_{i,t-T})/T$.

Si ha convergenza tra regioni quando $\beta > 0$. Ciò indica che le regioni povere nel periodo iniziale, tendono a crescere più velocemente nei periodi successivi.

Il parametro β, oltre ad indicare la presenza o meno di convergenza, è in grado di stabilire la velocità di aggiustamento verso lo stato stazionario: tanto maggiore è β tanto minore sarà il tempo necessario affinché il sistema economico raggiunga l'equilibrio.

Il secondo indicatore utilizzato per analizzare la convergenza è dato dalla misura della dispersione del livello di reddito o produzione pro-capite nel tempo tra regioni.

In questo contesto, la convergenza si realizza se la dispersione, misurata dalla deviazione standard del logaritmo del prodotto pro-capite attraverso un gruppo di regioni, decresce nel tempo.

In generale, si può far notare che un β positivo tende a ridurre la dispersione nei $\log(y^i_t)$ tra paesi ma la presenza di shocks u^i_t (es. shock petrolifero) potrebbe far aumentare questa dispersione. Quindi la convergenza di tipo β è una condizione necessaria per la convergenza σ ma non sufficiente.

2. L'evidenza empirica internazionale.

La recente letteratura empirica ha messo in luce come il fenomeno della convergenza tra stati o regioni sia difficilmente sintetizzabile con i meccanismi automatici descritti nel modello neoclassico.

Nei diversi studi empirici eseguiti da Barro e Sala-i-Martin i risultati ottenuti mostrano significative differenze legate ai diversi campioni analizzati: campioni di paesi relativamente omogenei, come gli Stati

[2] Per ipotesi si assume lo stesso livello di stato stazionario per ogni regione. E' importante sottolineare però come questa ipotesi risulti restrittiva, in quanto il modello neoclassico predice che i paesi generalmente raggiungono differenti livelli di stato stazionario. Ogni paese converge con il proprio valore di stato stazionario. Quindi è possibile prevedere una convergenza solo dopo "il controllo" delle determinanti dello stato stazionario. Questo fenomeno può essere chiamato convergenza condizionata (vedi Mankiw, Romer e Weil (1990))

Uniti o i paesi europei, mostrano una forte convergenza economica rispetto ad un campione di paesi più eterogeneo.

Da uno studio condotto sulle regioni degli Stati Uniti[3] risulta infatti una convergenza tra i tassi di crescita annuali intorno al 2%. Questo risultato è valido per tutto il periodo considerato (1880-1988) tranne il periodo della grande depressione e durante i due shocks petroliferi.

Lo stesso risultato viene registrato per un campione di paesi europei (73 regioni comprese in 7 paesi europei) per il periodo 1950- 1985. Nello stesso lavoro (Barro e Sala-i-Martin, 1991) si rileva che il processo di convergenza all'interno dell'Italia, tra le regioni ricche del nord e le regioni povere del sud, segue l'andamento europeo ossia un tasso annuo di convergenza intorno al 2%. A causa dell'enorme divario economico iniziale però, le disparità tra nord e sud continuano ad essere tra le più alte in Europa.

Dagli studi empirici che considerano campioni di paesi più eterogenei[4] emerge che non esiste convergenza in senso semplice tra i tassi di crescita del reddito pro-capite dei vari paesi[5]. Questo può essere spiegato col fatto che paesi così diversi hanno livelli di stato stazionario differenti tra loro, legati a differenze "stabili" (storiche o acquisite) che possono riguardare forme istituzionali o aspetti di mercato.

Dopo un controllo delle determinanti dello stato stazionario, effettuato inserendo nel modello variabili che sono in grado di spiegare le differenze tra questi paesi è possibile ottenere una convergenza. Queste possono essere per esempio il grado di educazione (misurato dal tasso di iscrizioni scolastiche nelle scuole primarie e secondarie), politiche di governo che possono in qualche modo influenzare i diritti di proprietà e altro. In questo caso si parla di convergenza condizionata[6]. Barro in un suo studio[7] dimostra come la correlazione tra tassi di crescita e livello iniziale di reddito pro-capite diventi negativa (quindi c'è convergenza) quando il capitale umano è tenuto costante. Dato il livello del reddito pro-capite, si registra una correlazione positiva tra il tasso di crescita e l'iniziale ammontare di capitale umano. Quindi i pa-

[3] Barro e Sala-i-Martin (1990).

[4] Barro (1990)

[5] Questo significa che solo il livello di reddito iniziale non è sufficiente per spiegare la variazione tra i tassi di crescita registrati negli anni successivi per un dato campione di paesi.

[6] Vedi nota 3.

[7] Barro (1990).

esi poveri tendono a raggiungere i paesi ricchi se essi hanno un alto capitale umano pro-capite in relazione al loro livello di GDP pro-capite.

In generale, da questa letteratura[8] emerge che i paesi poveri, come l'Africa e l'America Latina, crescono meno degli altri. Conseguentemente si registra per loro una convergenza più lenta rispetto ai paesi con un reddito intermedio. Le caratteristiche sia geografiche che politico-istituzionali di questi paesi, non evidenziate da nessuna variabile dei modelli considerati, possono essere interpretate come le determinanti di questa minore crescita.

3. Convergenza tra le regioni italiane

3.1 Analisi della β *-convergenza.*

Nella tabella 1 vengono riportate le stime relative alle regressioni per il calcolo della β-convergenza semplice dove solo il log del PIL, considerato nel periodo iniziale, viene incluso come determinante del tasso di crescita.

Ipotizzando che il valore di β sia costante per l'intero periodo 1951-1984 otteniamo un coefficiente negativo (-0.0071) e significativo. Questo risultato ci porta ad affermare che un processo di convergenza è presente durante l'intero periodo analizzato.

Tuttavia il valore di β registrato è molto basso. La figura 2 mostra graficamente questa relazione.

Dalla letteratura che finora si è occupata del fenomeno Nord-Sud[9] emerge chiaramente come la tendenza alla riduzione del divario non è stata regolare: è possibile registrare almeno 3 sotto periodi (partendo dai primi anni '50) con andamenti significativamente differenziati. E' interessante notare come anche in questa analisi emergano gli stessi andamenti.

Dividendo, infatti, in sotto periodi l'intero arco di tempo considerato, i risultati della β variano[10].

Come si può notare dai risultati della regressione 8, per il periodo 1975-84 si registra una netta divergenza tra le regioni italiane con un coefficiente stimato positivo (0.00664) e significa-

[8] Barro (1990); Baumol (1986)

[9] Per maggiori approfondimenti vedi Giannola (1982); Sylos-Labini (1985); Guglielmetti (198); Pigliaru (1990).

[10] Gli anni che delimitano i sottoperiodi, 1963, 1970 e 1984, coincidono con gli anni che delimitano le serie storiche. La scelta del 1975 invece è legata all'esigenza di mettere in evidenza gli effetti dello shock petrolifero dei primi anni '70.

tivo. La velocità di convergenza che emerge dal valore negativo di β indica come il gap tra le regioni povere e le regioni ricche aumenti dello 0.6% all'anno.

II grafico (figura 9) mostra chiaramente la relazione lineare positiva.

Questa inversione di tendenza si può notare a partire dai primi anni '70. La regressione 7 che considera il periodo 1970-84 non è significativa, il che può essere interpretato come una mancanza di convergenza per questo periodo.

La regressione più significativa si ha utilizzando il periodo 1951- 75 (escludendo quindi gli anni successivi allo shock petrolifero) con un R^2 pari a 0.52 e con un coefficiente β intorno allo 0.11% (il valore più alto registrato tra tutte le regressioni).

Utilizzando la nuova serie del PIL (stimata dall'ISTAT in base a un nuovo criterio di rilevazione, non compatibile con la serie storica 1970-84) per il periodo 1980-1987, si può notare come il divario fra le regioni, iniziato negli anni 70, prosegua anche negli anni 80.

È interessante notare, guardando il grafico relativo al periodo 1963-84 (figura 7), che le regioni che convergono più velocemente sono in generale le regioni che nel periodo iniziale registrano un reddito intermedio (Friuli, Emilia, Umbria, Marche, Abruzzo, Trentino). Le meno dinamiche, invece, sono la Sardegna, la Calabria e la Campania.

Questa lenta convergenza delle regioni più povere contraddice le aspettative neoclassiche che ipotizzano una crescita più veloce per i paesi più lontani dallo stato stazionario. II risultato empirico ottenuto, confermato da analoghi riscontri con campioni di paesi internazionali mostra come anche la più neoclassica delle stime ha in sé un elemento fortemente contraddittorio.

I risultati presentati nella tabella 1, riguardanti la convergenza semplice, mostrano come il solo livello di reddito iniziale non sia sufficiente per spiegare la varianza nei tassi di crescita medi tra le regioni. È ragionevole pensare, quindi, che esistano altri fattori in grado di contribuire a spiegare, in qualche modo, il divario tra le regioni italiane. A questo proposito sono state esaminate alcune variabili, sia di carattere economico che sociale, ritenute da noi importanti nell'analizzare il particolare fenomeno italiano[11].

[11] Alcuni dati sicuramente importanti nel processo di crescita economica, come per esempio una corretta stima degli investimenti pubblici regionali, non sono risultati disponibili.

Quasi tutte le variabili esplicative[12] sono considerate nel periodo iniziale. Questo perché si vuole evitare la possibile causalità inversa tra la crescita e le variabili esplicative utilizzate, quando queste sono considerate come media del periodo.

Una delle variabili più utilizzate dalla letteratura empirica internazionale è il grado di istruzione scolastica utilizzata come proxy del capitale umano. Questa ha in buona parte spiegato le ragioni del divario tra Stati, confermando la teoria che vede nella carenza di capitale umano una causa determinante del sottosviluppo.

In questa analisi però le variabili Prim e Sec da noi utilizzate come proxy del capitale umano non sono risultate significative. Questo, in parte, è sicuramente giustificato dal fatto che è difficile trovare un livello differenziato del grado di istruzione tra regioni di uno stesso Stato (con un ordinamento scolastico omogeneo) che permetta di spiegare le differenze di sviluppo.

Questo risultato sembra suggerire che la carenza di capitale umano può non essere un fattore importante per spiegare il divario tra il Nord e il Sud dell'Italia. In ogni caso è importante sottolineare come sia difficile trovare una stima indicativa del capitale umano. La proxy da noi usata è sicuramente limitata, in quanto non tiene conto delle esperienze lavorative che effettivamente formano il capitale umano.

La relazione tra il tasso di crescita e la variabile opere pubbliche[13] (calcolata in percentuale sul Pil), mostra una relazione positiva (0.00054) e significativa per il periodo 1963-75. La stessa relazione, analizzata per il periodo 63-84 mostra un risultato non significativo. In generale, però, questa variabile non è robusta: il coefficiente cambia di segno nel momento in cui altre variabili vengono inserite nella regressione. Si potrebbe suggerire che questa *non* correlazione tra crescita e opere pubbliche sia dovuta alla errata allocazione degli investimenti pubblici nel passato.

Allo scopo di verificare l'ipotesi neoclassica legata alla mobilità del lavoro abbiamo inserito, per diversi periodi nelle varie regressioni, la variabile MIG. Secondo questa ipotesi si dovrebbe registrare una migrazione dalle regioni povere verso le regioni ricche, le quali hanno un salario più alto. Questa mobilità dovrebbe accelerare il processo di convergenza.

[12] Per una descrizione delle variabili vedi appendice

[13] La variabile operepil viene considerata come media dell'intero periodo

I grafici sulla migrazione da noi elaborati (figura 12) confermano questa tendenza: si registra infatti, una persistenza del tasso di migrazione per tutto il periodo considerato (1955-1984). Da questo andamento si può ipotizzare che questa variabile gioca un ruolo importante nel processo di convergenza tra le regioni italiane.

I risultati ottenuti dalle regressioni però, mostrano un coefficiente non significativo.

3.1.1 Il ruolo della criminalità

Tra tutte le variabili utilizzate (il numero dei licenziati e diplomati in ogni regione come proxy del capitale umano, una misura media delle opere pubbliche realizzate in ogni regione ecc.) una un po' meno convenzionale è emersa con un ruolo decisivo. Questa è la variabile che misura il numero di reati per abitante contro l'economia, il patrimonio e la fede pubblica in ogni regione nell'anno iniziale. Esiste ovviamente una relazione negativa tra la crescita e i reati: tanto più numerosi sono i reati nell'anno iniziale, tanto più basso è il tasso di crescita del reddito in quella regione negli anni successivi.

Diverse ragioni economiche spiegano perché la criminalità è dannosa per la crescita. Una di queste è da ricercarsi nel fatto che la criminalità è una concreta minaccia per la tutela dei diritti di proprietà. Maggiore è il numero dei crimini, maggiore è la mancanza di garanzie verso una corretta applicazione della legge. Questo porta nel tempo ad una distruzione di ricchezza e quindi ad una minore crescita, che coincide sia con l'assenza di incentivi ad investire in quelle particolari zone, sia con la chiusura o il trasferimento in altre aree di imprese produttive taglieggiate dal racket.

A questo proposito la recente letteratura sulla crescita ha dimostrato empiricamente come gli incentivi ad investire in fattori cumulabili, come il capitale fisico, capitale umano e conoscenze produttive, sono maggiori quando un paese è in condizioni di offrire maggiori garanzie sui diritti di proprietà[14].

C'è poi un'altra ragione, forse meno ovvia, che spiega perché la criminalità sia dannosa per la crescita. La criminalità fa parte di quelle attività esclusivamente redistributive che non producono ricchezza ma mirano semplicemente a ridistribuire quella già esistente. Se nel mercato questo tipo di attività coincide con quelle più redditizie, si avrà

[14] Persson eTabellini (1991)

un effetto distorto sulle scelte occupazionali che causerà gravi danni alla crescita economica[15].

Tra le attività redistributive quelle illecite sono le più pericolose per la crescita. La maggior parte delle persone occupate in questo ambito sono le meno flessibili all'interno del mercato del lavoro: in parte perché sono prive di capitale umano che permetterebbe loro di collocarsi facilmente in altri settori; in parte perché i facili guadagni ottenuti in attività illecite impediscono loro di adattarsi a situazioni più difficili.

La tabella 2 mostra i risultati delle regressioni dove la variabile reati figura sia come unica variabile esplicativa, sia con la variabile PIL.

La regressione legata al periodo 63-75 mostra il risultato più significativo dove la variabile reati presenta un coefficiente negativo (- 1.1679) e significativo.

Nella seconda regressione quasi la metà della varianza dei tassi di crescita regionali trova una spiegazione nel PIL iniziale e nella quantità di reati (pro capite) denunciati in ogni regione nell'anno iniziale.

Risultati significativi vengono confermati anche se si escludono dall'analisi le regioni con osservazioni più estreme come la Liguria e il Lazio.

Si può inoltre ipotizzare che la relazione negativa sarebbe ancora più forte se tutti i reati commessi fossero effettivamente denunciati. Infatti, in alcune regioni del Mezzogiorno, come Calabria, Campania e Sicilia, dove le vendette trasversali e il particolare senso della giustizia impediscono la normale attuazione della legalità, è ipotizzabile che i reati denunciati siano solo una parte di quelli commessi. Il grafico (figura 11) suggerisce, infatti, che i reati denunciati sottostimano i reati effettivamente commessi. Uno spostamento parallelo verso destra delle osservazioni riguardanti queste regioni migliorerebbe in qualche modo la regressione, accentuando la correlazione negativa e dando una dimensione più reale del fenomeno criminalità.

La variabile reati presenta il risultato più robusto, che viene confermato in tutti i sotto periodi considerati e che rimane forte anche quando altre variabili sia economiche che sociali sono inserite nella regressione.

3.2 Analisi della σ convergenza

La tabella 3 mostra il comportamento, per gli anni 1951-1984, della deviazione standard del logPIL(y^i_t) pro-capite. Considerando l'intero

[15] Murphy, Shleifer eVishny (1991); Baumol (1990)

periodo è possibile notare una diminuzione non costante nel tempo dei valori: nel 1951 infatti si registra una deviazione standard pari a 0.14 mentre nel 1984 il valore scende a 0.12. Essendo l'intero periodo composto da tre serie storiche, 51-63, 63-70, 70-84, il grafico (figura 1) mostra separatamente i diversi andamenti. Per la prima serie (colonna 1) si può notare una diminuzione della deviazione standard guardando i valori estremi, ma in generale l'andamento è abbastanza confuso. Un andamento decrescente più regolare si può notare invece guardando la seconda serie. Nel 63 si registra un valore pari a 0.15, mentre nel 70 il valore scende a 0.14. La terza serie, colonna 3 conferma, invece, come ci si aspettava, una non convergenza per il periodo dal 1970 in poi. Il valore registrato nel 1975 risulta il più basso di tutta la serie.

Questi dati confermano i risultati sulla β convergenza: la presenza di una diminuzione del divario tra le regioni fino ai primi anni '70, e di una divergenza a partire dal 1975, anno in cui si manifestano le conseguenze dello shock petrolifero.

Conclusioni

L'analisi empirica svolta in questo lavoro ci permette di valutare l'andamento della crescita e della dispersione del prodotto interno lordo per il periodo che va dal 1951 al 1987 tra le venti regioni italiane.

Esiste, in Italia, una vasta letteratura che si è occupata del divario Nord-Sud a partire dai primi anni Cinquanta. La ragione di un'ulteriore analisi su questo argomento è legata all'esigenza di aggiornare questi lavori alla luce dei nuovi metodi fornitici dalla recente letteratura empirica sulla crescita per lo studio della convergenza tra paesi o regioni.

Il contributo di questo lavoro è quello di avere analizzato la convergenza economica tra le 20 regioni italiane attraverso la stima econometrica degli indicatori definiti dalla nuova letteratura sulla crescita, comunemente chiamati β-convergenza e ð convergenza.

Il risultato principale indica una convergenza tra le regioni fino ai primi anni '70, segnata da una correlazione negativa tra il reddito iniziale e il tasso di crescita del reddito in quella regione nel periodo immediatamente successivo. Il 1975 risulta l'anno di svolta di questo andamento. Le stime ottenute mostrano infatti un coefficiente positivo e significativo.

Gli strumenti empirici utilizzati in questo lavoro ci permettono di confrontare i nostri risultati con quelli ottenuti in analoghi lavori che utilizzano vari campioni di paesi. Da questo confronto emergono risul-

tati interessanti. Un esame del grafico relativo al periodo 63-84 mette in luce come le regioni che convergono più velocemente sono le regioni intermedie (Friuli, Emilia, Umbria, Marche, Abruzzo, Trentino). Le meno dinamiche, invece, sono la Sardegna, la Campania e la Calabria. Questo fenomeno rispecchia l'andamento rilevato nello studio della convergenza tra campioni internazionali di paesi.

La lenta convergenza registrata nel periodo 1951-1984 con un valore di β intorno allo 0.7% precisa le conclusioni empiriche che Barro e Sala-i-Martin riportano nel loro articolo sulla convergenza tra sud e nord dell'Italia. In base al loro studio, infatti, il divario tra Nord e Sud dell'Italia dovrebbe diminuire del 2% all'anno seguendo così l'andamento delle altre regioni europee.

Alcune variabili considerate in questa analisi, come il numero di licenziati e diplomati usati come proxy del capitale umano, e la percentuale rispetto al PIL delle opere pubbliche realizzate in ogni regione, non hanno dato risultati significativi.

D'altra parte la mancanza di correlazione tra crescita e capitale umano non deve sorprendere. L'alto numero di diplomati in alcune regioni del Sud può essere interpretato come una scelta obbligata in alternativa alla disoccupazione. D'altro lato esso sembra suggerire che la carenza di capitale umano non sia un aspetto fondamentale del divario tra le regioni italiane.

Questi risultati suggeriscono che il divario economico tra le regioni è un fenomeno complesso che non può essere spiegato semplicemente dalla carenza di capitale, sia fisico che umano.

Questa analisi evidenzia come la criminalità rappresenti forse qualcosa in più di un semplice vincolo alla crescita economica. Non è tanto sorprendente il fatto che i reati siano una determinante negativa della crescita quanto il peso che questi reati hanno sulla crescita: quasi metà della varianza dei tassi di crescita regionali è spiegata dal reddito iniziale e dalla quantità di reati denunciati in ogni regione. Attualmente la scarsa disponibilità di un'ampia serie di dati regionali ha impedito di individuare gli altri fattori in grado di spiegare l'altra metà della differenza dei tassi di crescita.

Appendice

Nota alla tabella I

La variabile dipendente è data dal tasso di crescita calcolato sulla serie del PIL pro-capite a prezzi costanti 80 espressa in valore logaritmico. Questo tasso rappresenta una media dei rapporti incrementa.li calcolato sui valori annuali del PIL:

$E_t(g^i_t) = g_i$

dove $g^i_{(t)} = \log y^i_{(t)} - \log y^i_{(t-1)}$

Definizione delle variabili esplicative

REATI: variabile disponibile per gli anni 1963, 1970 (dati ISTAT), ottenuta sommando i reati denunciati all'autorità giudiziaria contro la fede pubblica, contro l'economia e contro il patrimonio e rapportando tutto per la popolazione residente nelle rispettive regioni.

PRIM: variabile disponibile per gli anni 1951, 1963, 1970 (dati ISTAT) ottenuta rapportando il totale dei licenziati nella scuola media inferiore per la popolazione totale residente.

SEC: variabile disponibile per gli anni 1951, 1963, 1970 (dati ISTAT) ottenuta rapportando il totale dei diplomati nella scuola media superiore per la popolazione residente.

MIG: variabile disponibile per il periodo 1955-1983 (dati ISTAT) Si è ottenuta prima calcolando la differenza tra gli iscritti e i cancellati di ogni regione per ogni anno. Successivamente si è calcolata una media del periodo, rapportandola poi con la popolazione del periodo iniziale. Per esempio, considerando il periodo 1963-1984 si è calcolata la media dei valori annuali, ottenuti dalla differenza tra gli iscritti e i cancellati, dividendo successivamente per la popolazione totale residente del 1963. Questo è lo stesso procedimento seguito da Barro e Martin per il calcolo di questa variabile.

OPEREPIL: variabile disponibile per il periodo 1963-1984 (dati ISTAT). Sono stati considerati i dati annuali riguardanti le opere pubbliche realizzate in una data regione. Dopo aver calcolato la percentuale annua in rapporto al Pil della regione corrispondente, è stata calcolata la media di tali percentuali in base al periodo considerato.

Bibliografia

Barro, R. (1990), "Economie Growth in across section of country." *Quarterly Journal ofEconomie* 106.

Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1990), "Pubblic Finance in Models of Economie Growth.", mimeo

Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1990), "Economie Growth and Convergence across the United States" *NBER Working Paper* # 3419

Barro, R. and X. Sala-i-Martin (1991), "Convergence across States and Regions", mimeo

Baumol, William J (1990), "Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive." *Journal ofPolitica/ Economy*

Baumol, William J. (1986), "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show." *American Economie Review,* 76, 1072-1085

De Long, Bradford (1988), "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment." *American Economie Review* (LXXVIII, 1138-54)

Giannola A. (1982), "Industrializzazione, dualismo e dipendenza economica del mezzogiorno negli anni 70" *Economia Italiana*

Guglielmetti P.(1983),"Andamento del divario Nord-Sud nel trentennio 1951-81." *Studi Svimez,* 36.

ISTAT, (1988),"Conti regionali 1980-1987", Collana di informazione. ISTAT, (1971) "Annuario di Contabilità Nazionale".

ISTAT, (1986) "Annuario di Contabilità Nazionale", Tomo 2

ISTAT, (Vari anni) "Annuario Statistico dell'istruzione" ISTAT, (Vari anni) "Annuario statistico italiano"

Levine, R. and D. Renelt (1990), "A Sensitivity Analysis of Cross Country Growth Regressions.", Harvard University

Lucas, R. E. Jr. (1988), "On the Mechanics of Economie Development."*Journal of Monetary Economics* (XXII, 3-42)

Lucas, R. E. Jr.(1988), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?" *AEA Papers and Proceedings*

Mankiw, N. Gregory; David Romer and David Weil (1990), "A Contribution to the Empirics of Economie Growth." *NBER Working Paper* # 3541

Murphy, Kevin M.; Shleifer, A. and R. Vishny (1991 "The Allocation of Talent: lmplication for Growth." *Quarterly Journal of economics*

Persson, T and G. Tabellini (1991), "Growth Distribution and Politics.", mimeo

Pigliaru F. (1990), "La domanda come vincolo alla crescita. Il caso dell'industria meridionale dei beni di consumo, 1963-83" *Rivista internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*

Rebelo, S. (1991),"Growth in open economies" mimeo

Sylos-Labini P.(1985),"L'evoluzione economica del Mezzogiorno negli ultimi trent'anni." *Studi Svimez*, 38, 5-25.

Tagliacame, G (1972),"I conti economici regionali 1963-70", UNIONCAMERE.

Tagliacame, G. (1964),"Calcolo del reddito prodotto per il 1963."Moneta e Credito.

Tabella 1

BETA-CONVERGENZA INCONDIZIONATA

	CAMPIONE		COST.	LOG(Yo) (b)	R BAR	DEV-Y	F-TEST	ß
PRODOTTO INTERNO LORDO								
1)	1951-198	OLS	0.058	-0.0071	0.29	0.0016	0.799	0.007
			(3.9)	(-2.9)				
2)	1951-196	OLS	0.080	-0.01	0.19	0.0028	0.235	0.010
			(3)	(-2.3)				
3)	1951-197	OLS	0.083	-0.01	0.32	0.0022	0.749	0.010
			(4.05)	(-3)				
4)	1951-197	OLS	0.085	-0.011	0.5	0.0017	0.32	0.011
			(5.4)	(-4.4)				
5)	1963-197	OLS	0.102	-0.0138	0.37	0.0029	0.427	0.014
			(4.1)	(-3.49)				
6)	1963-198	OLS	0.048	-0.0056	0.12	0.0019	2.07	0.006
			(2.5)	(-1.8)				
7)	1970-198	OLS	0.019	-0.0014	-0.044	0.0021	1.26	0.001
			(0.84)	(-0.42)				
8)	1975-198	OLS	-0.036	0.00664	0.17	0.0019	0.97	-0.007
			(-1.54)	(2)				
9)	1980-198	OLS	0.005	0.00041	-0.55	0.0045	1.39	-0.000
			(0.704)	(0.05)				

Nota: t-student tra parentisi
Per DEV-Y si intende lo standard error della regressione
il valore di ß è dato da -log(1-b)

Tabella 2
CONVERGENZA CONDIZIONATA

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VAR.DIP.	CRE6384	CRE6375	CRE7084	CRE6375	CRE6384	CRE7084
N.OSS	20	20	20	20	20	20
COSTANTE	0.019 (0.9)	0.069 (2.6)	-0.017 (0.717)	0.020 (13.9)	0.015 (15.9)	0.011 (10.17)
LOG(Yo)	-0.0005 (-0.14)	-0.0079 (-1.8)	0.00458 (1.2)			
REATI	-0.7124 (-2.8)	-0.80449 (-2.3)	-0.53 (-2.5)	-1.167 (-3.932)	-0.733 (-3.69)	-0.37 (2.22)
R-BAR	0.36	0.49	0.27	0.432	0.399	0.17
DEV-Y	0.00153	0.002096	0.00193	0.01	0.001	0.0019
F-TEST	0.03	0.2	0.14	0.11	0.002	0.143

Tabella 3

ANNI	(1)	ANNI	(2)	ANNI	(3)
1951	0.147	1963	0.150	1970	0.128
1952	0.150	1964	0.153	1971	0.122
1953	0.134	1965	0.146	1972	0.125
1954	0.141	1966	0.148	1973	0.128
1955	0.147	1967	0.142	1974	0.131
1956	0.149	1968	0.144	1975	0.119
1957	0.149	1969	0.137	1976	0.132
1958	0.147	1970	0.142	1977	0.128
1959	0.146			1978	0.130
1960	0.154			1979	0.123
1961	0.137			1980	0.125
1962	0.141			1981	0.126
1963	0.133			1982	0.129
				1983	0.123
				1984	0.127

Nota: Deviazione Standard del LOG(Pil) in valore pro-capite tra le venti regioni italiane

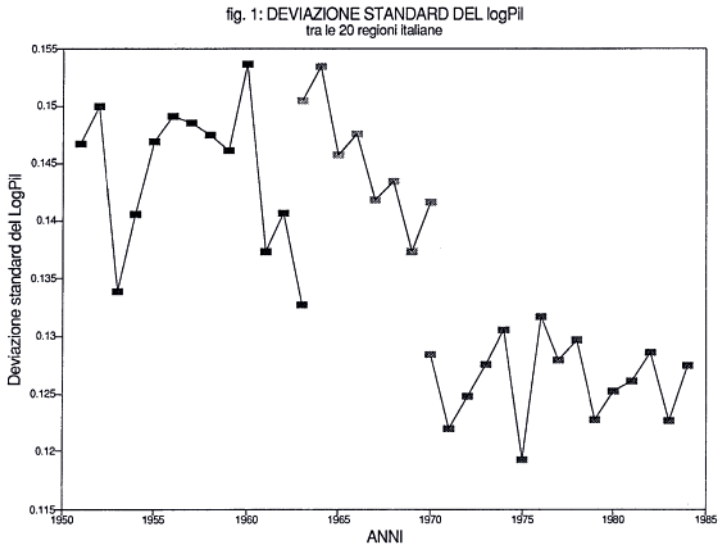


fig. 1: DEVIAZIONE STANDARD DEL logPil
tra le 20 regioni italiane
Deviazione standard del LogPil
0.155
0.15
0.145
0.14
0.135
0.13
0.125
0.12
0.115
1950
1955
1960
1965
1970
1975
1980
1985
ANNI

Figura 2

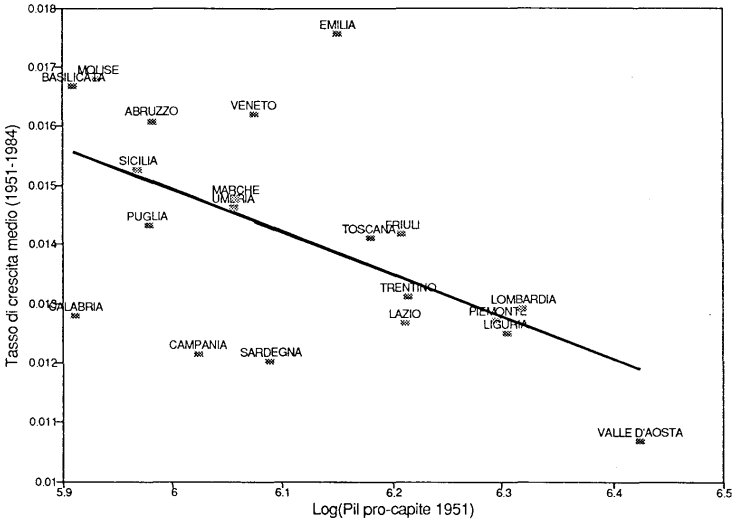

Tasso di crescita medio (1951-1984)
0.018
0.017
0.016
0.015
0.014
0.013
0.012
0.011
0.01
EMILIA
MOLISE
BASILICATA
ABRUZZO
VENETO
SICILIA
MARCHE
UMBRIA
PUGLIA
TOSCANA
FRIULI
TRENTINO
LOMBARDIA
PIEMONTE
LIGURIA
LAZIO
CALABRIA
CAMPANIA
SARDEGNA
VALLE D'AOSTA
5.9
6
6.1
6.2
6.3
6.4
6.5
Log(Pil pro-capite 1951)

Figura 3

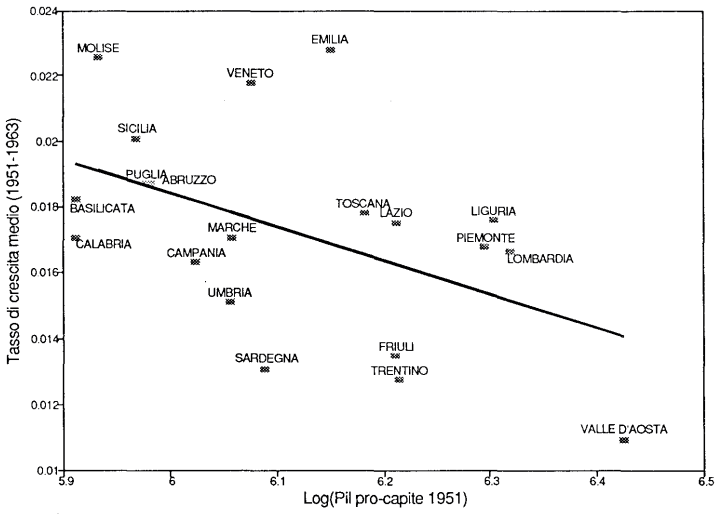


Figura 4

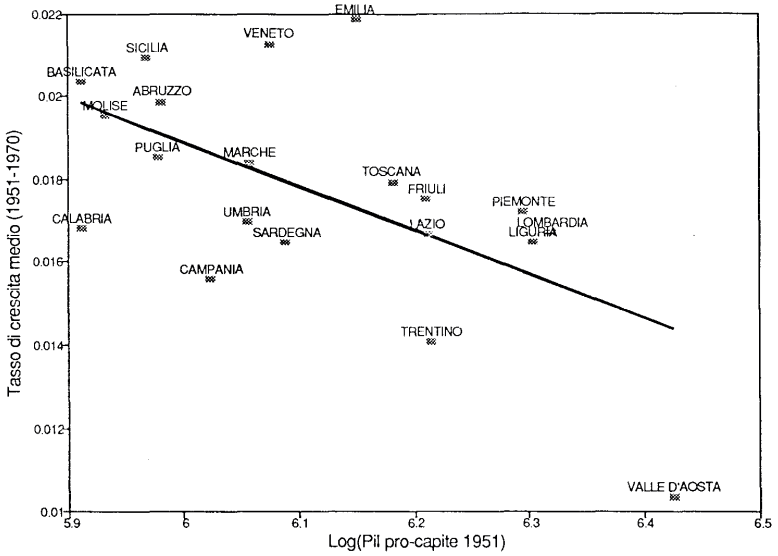


Figura 5

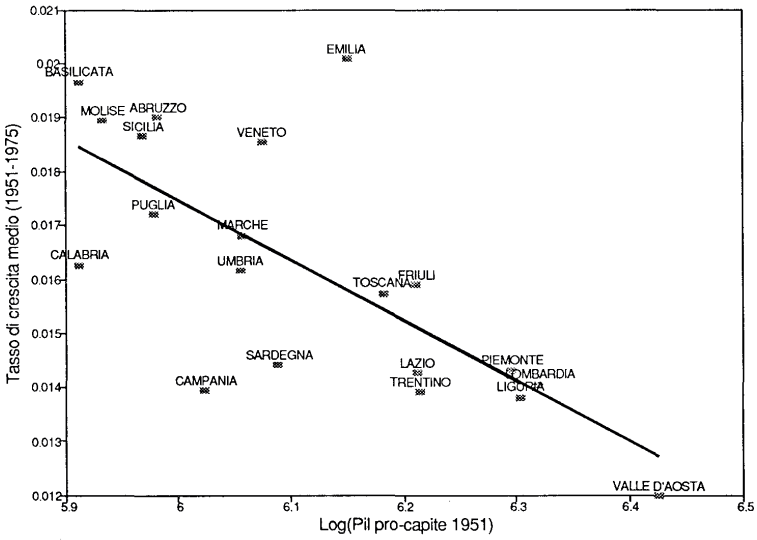


Figura 6

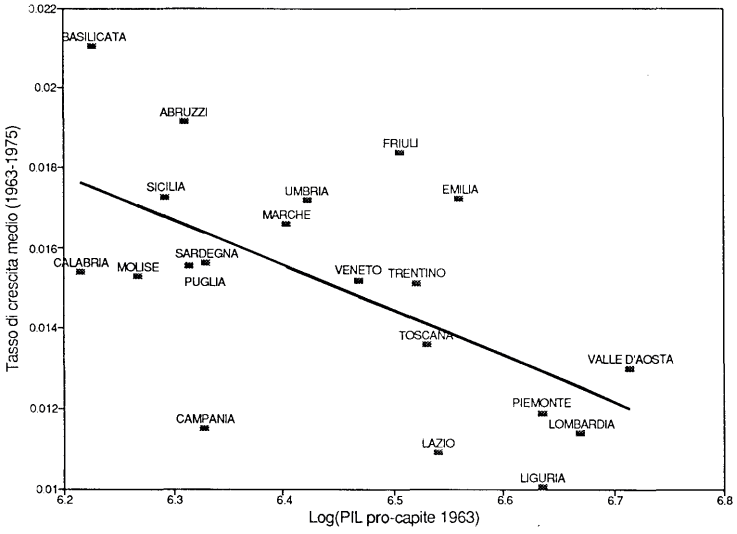


Figura 7

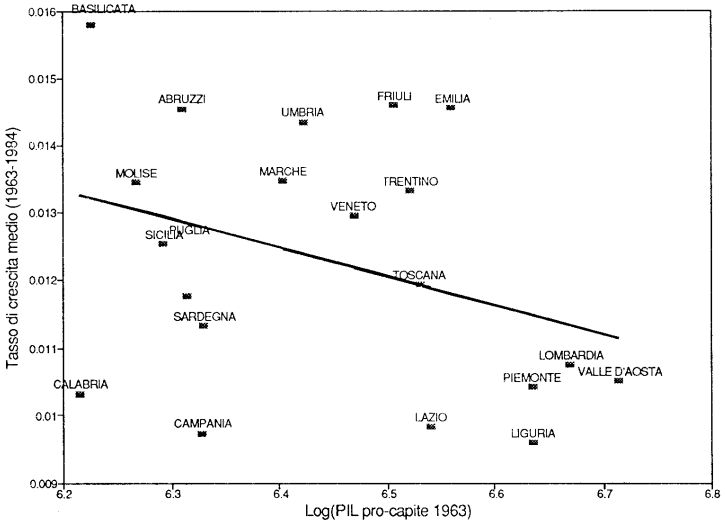


Figura 8

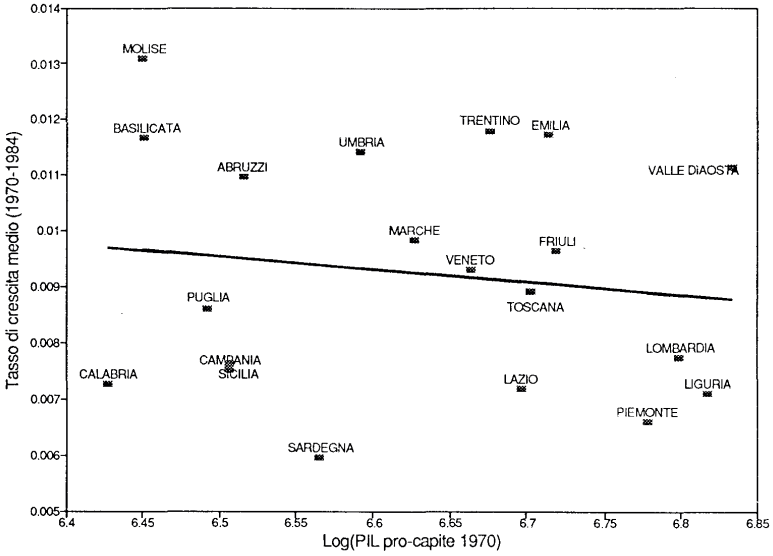


Figura 9

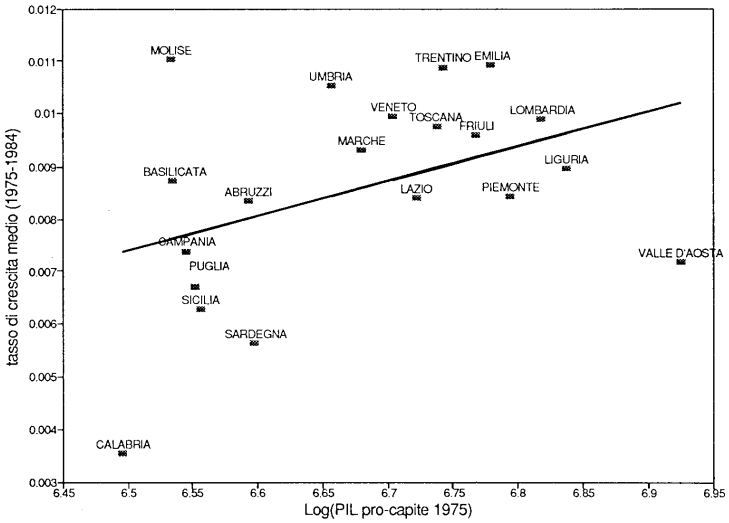


Figura 10

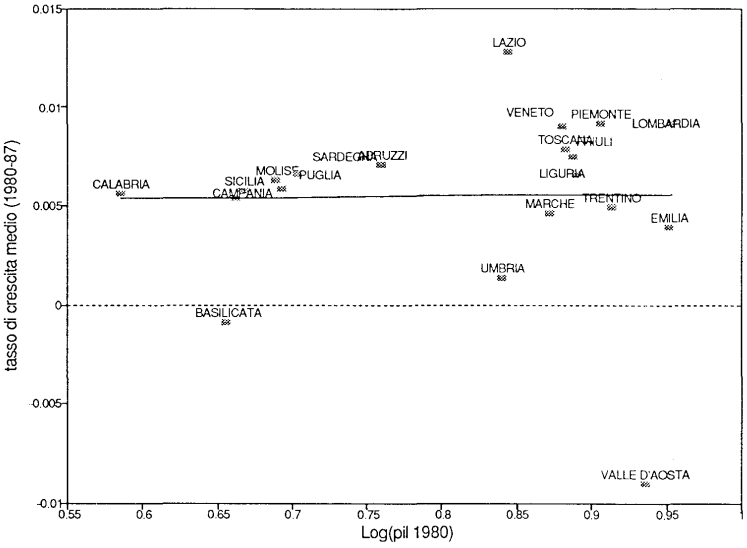
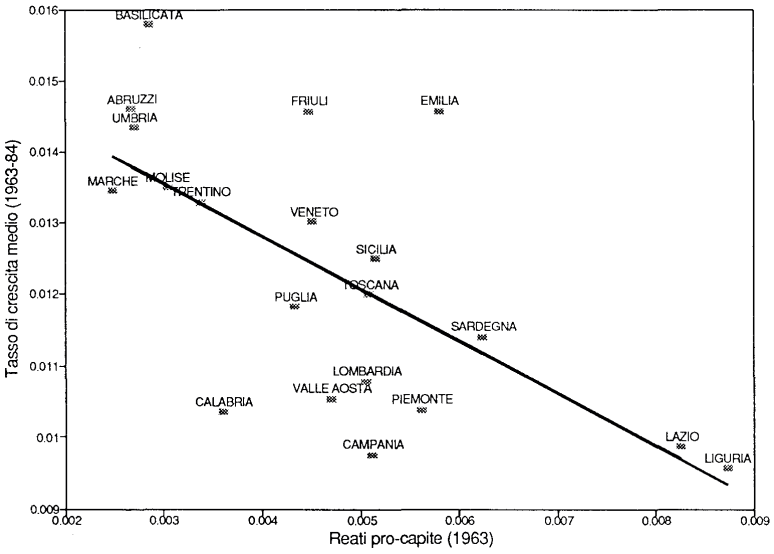


Figura 11


Tasso di crescita medio (1963-84)
0.016
0.015
0.014
0.013
0.012
0.011
0.01
0.009
BASILICATA
ABRUZZI
UMBRIA
FRIULI
EMILIA
MARCHE
MOLISE
TRENTINO
VENETO
SICILIA
TOSCANA
PUGLIA
SARDEGNA
LOMBARDIA
VALLE AOSTA
CALABRIA
PIEMONTE
CAMPANIA
LAZIO
LIGURIA
0.002
0.003
0.004
0.005
0.006
0.007
0.008
0.009
Reati pro-capite (1963)

L'evoluzione del fondo sociale europeo tra obiettivi di equita ed equilibrio politico

Maria Giovanna Piras[*] e Francesco Zollino[**]

[*]Istat, Dipartimento di Contabilità nazionale. [**]Banca d'Italia, Servizio Studi.

1. Introduzione

Il contrasto della disuguaglianza e il miglioramento dello standard di benessere nelle aree di disagio rientrano negli obiettivi dell'Unione europea esplicitamente dichiarati nel primo Trattato di Roma (1958), che predispone sia l'armonizzazione dei sistemi sociali tra i paesi membri, sia l'impiego di risorse finanziarie per il sostegno della formazione e della mobilità geografica dei lavoratori, oltreché per l'assistenza strutturale in specifici settori. Le istanze di equità hanno ricevuto un graduale rafforzamento nella lettera dei molteplici emendamenti al Trattato che si sono susseguiti sino negli anni più recenti. Con il persistere degli squilibri reddituali, si è in particolare accresciuta l'enfasi a favore della coesione sociale nell'orientamento dell'intera azione strutturale a livello comunitario, in crescente coordinamento con le misure per lo sviluppo regionale avviate dagli inizi degli anni settanta.

Importanti innovazioni hanno nel tempo interessato il disegno istituzionale delle politiche redistributive, culminando nella riforma radicale del regolamento dei Fondi strutturali, fondato dalla fine degli anni ottanta su un approccio programmatico pluriennale. Assai più modesti sono stati invece i progressi compiuti nell'allargamento della dotazione finanziaria, che nel complesso rischia di rivelarsi tuttora inadeguata rispetto all'intensità delle disparità prevalenti in Europa, assai più

Nota degli editori: il testo è una ristampa del lavoro pubblicato in "Legittimare l'Europa. Diritti sociali e crescita economica" a cura di L. Barca e M. Franzini, Il Mulino, 2005.

Le opinioni espresse dagli autori non impegnano la responsabilità degli Istituti di appartenenza.

critiche che in altre aree di consolidata integrazione (come Stati Uniti e Canada) e aggravatesi con il recente allargamento verso Est.

L'ammontare delle risorse disponibili a livello comunitario, come la loro allocazione tra obiettivi e destinatari, tradizionalmente risente del mutevole stato degli equilibri politici all'interno dell'Unione europea, che in definitiva regolano l'effettivo funzionamento dell'azione redistributiva. Si pone così il duplice interesse di verificare in che misura sia stato comunque preservato l'originario obiettivo di equità e, in caso di scollamento, quale l'impatto potrebbe derivarne sulla legittimazione dell'Unione presso la popolazione degli stati membri, di quelli di più lungo corso e di quelli di fresca adesione.

Storicamente, il tema della motivazione dell'integrazione ha tratto impulso da ogni tappa della costruzione dell'Unione europea, partendo dalla sua iniziale formazione ristretta ai progressivi allargamenti nel corso di mezzo secolo. Assume particolare rilievo ora che i confini si sono estesi da 15 a ben 25 paesi membri, con una forte disuguaglianza nelle condizioni materiali e sociali di partenza sia tra i nuovi cittadini, sia tra questi e il resto della UE.

In questo capitolo si propone una lettura dell'evoluzione storica delle modalità e dell'indirizzo dell'azione di contrasto delle disuguaglianze svolta a livello comunitario, con l'intento di individuare gli elementi di separazione tra l'impatto del puro obiettivo di equità e i fattori dell'equilibrio politico. Trascurando di considerare gli effetti di una più ampia varietà di interventi che possono influenzare la ridistribuzione di risorse tra regioni e individui, l'attenzione è concentrata sul Fondo sociale europeo (FSE), che rappresenta lo strumento finanziario più rilevante nella condotta della politica sociale nella UE. Se ne analizza in particolare la traiettoria della cornice istituzionale e di quella operativa, cercando di ricostruire il sottostante dibattito socio-politico allo scopo di individuare la fonte di eventuali distorsioni riscontrate rispetto all'assetto potenzialmente più funzionale al perseguimento dei dichiarati obiettivi di equità.

2. Il difficile inizio tra nazionalismo e legittimazione dell'integrazione

L'istituzione della Comunità europea assume un rilievo fondamentale per la ricomposizione pacifica delle relazioni di potere tra i maggiori paesi europei, che erano state distrutte dalla seconda guerra mondiale. Secondo le opinioni di Olivi (1993), la preferenza recepita dal Trattato di Roma per la costituzione di un mercato comune rispetto

a forme più leggere di integrazione economica (area di libero scambio oppure unione doganale) è riconducibile principalmente all'obiettivo di creare una terza via tra libero mercato ed economia pianificata come strumento non solo di sviluppo economico ma di incentivo per la popolazione a partecipare alla formazione delle scelte collettive. Questa ambizione meta-economica spiega in larga misura l'attivismo nel campo sociale che sarebbe stato altrimenti in contrasto con l'approccio liberista del Rapporto Spaak (1956) su cui fondava sin dall'inizio la motivazione puramente economica della Comunità europea. Quell'attivismo era peraltro solo nella lettera del Trattato, che in realtà rimase a lungo disattesa a parziale conferma della prevalenza di fattori di ordine puramente politico nella fase di avvio dell'integrazione europea.

Nonostante le disposizioni del Trattato in merito al FSE richiamassero quelle dell'analogo fondo già istituito nella Comunità europea del carbone e dell'acciaio (CECA), l'efficace gestione conseguita in quel contesto dall'Alta autorità non fu inizialmente replicata nella CE. Nel 1959 il Consiglio europeo decise che la dotazione finanziaria del FSE (pari a 500 milioni di franchi belgi, circa il 2 per cento dell'intero bilancio comunitario) non sarebbe stata disponibile in anticipo alle domande di assistenza da parte degli stati membri, dovendosi considerare una somma simbolica destinata alla copertura *a posteriori* delle spese connesse agli interventi approvati dalla Commissione. Si smorzava così il ruolo del FSE come strumento di stimolo alla politica sociale, rendendolo una semplice partita di giro. La questione fu a lungo dibattuta nell'Assemblea, dove il gruppo socialista era particolarmente timoroso che il rifiuto di vincolare *ex ante* le risorse finanziarie nella disponibilità del FSE limitasse di fatto il potere di iniziativa della Commissione, preservando così l'esclusiva competenza degli stati membri in tema di politiche sociali. Considerando che proprio la possibilità di operare come agenzia sovranazionale era stata alla base del successo dell'Alta autorità della CECA, la decisione del Consiglio rappresenta un primo sintomo di divergenza tra la dichiarazione delle intenzioni di fornire assistenza sociale e l'effettiva volontà di darne attuazione.

Il FSE entrò in azione nel 1960, con l'approvazione del relativo regolamento da parte del Consiglio. In linea con le disposizioni dell'art. 123 del Trattato di Roma, il principale obiettivo era di migliorare le condizioni di equità tra gli individui in termini di opportunità di formazione professionale, mobilità geografica e partecipazione al mercato del lavoro. La motivazione di base era di attenuare le pressioni derivanti sui lavoratori dal processo dell'integrazione economica a causa della

riallocazione settoriale del loro impiego. Nella prima fase, la dotazione finanziaria del Fondo era assai modesta ed erratica, non superando comunque il 3 per cento dell'intero ammontare delle spese comunitarie. Inoltre, l'assenza di un bilancio centrale della CE negli anni sessanta impose un sistema di quote nazionali sulla base delle quali ogni paese contribuiva al FSE proporzionalmente al suo peso economico. Di conseguenza, ogni governo nazionale cercò di estrarre dal Fondo approssimativamente quanto vi aveva contribuito: era la regola del "*fair return*" nelle ammissioni del vice presidente della Commissione Levi Sandri (European Community, 1969).

Nonostante la Commissione fosse formalmente incaricata della gestione degli interventi, il livello di governo che assumeva un ruolo centrale nel garantire il funzionamento del sistema era rappresentato dalle amministrazioni nazionali. Esse raccoglievano le domande di assistenza e selezionavano quelle da inoltrare alla Commissione, la quale non disponeva di organico adeguato per vagliare direttamente le aree di intervento. La posizione dominante preservata di fatto dagli stati membri si rivelò nel tempo una rilevante barriera verso l'armonizzazione dei sistemi sociali e dello standard di vita all'interno della Comunità; si tradusse in una forte riduzione della discrezionalità della Commissione nella definizione sia degli schemi amministrativi, sia dell'ambito dell'azione sociale. Fu limitato il potere della Commissione di promuovere aree sperimentali, che non rientrassero già nei programmi degli stati membri. Il FSE aveva unicamente un ruolo passivo di contribuire al costo finanziario dei progetti che rientravano nelle urgenze ritenute immediate dai singoli paesi.

Pur nei limiti del dominante nazionalismo e della modesta dotazione finanziaria, nella prosperità degli anni sessanta il FSE contribuì con successo all'assorbimento degli esuberi di manodopera in agricoltura e delle massicce migrazioni di lavoratori, in gran parte provenienti dal Mezzogiorno. Ciò tuttavia aggravò il divario di sviluppo tra le aree più arretrate, che si svuotavano di opportunità di occupazione, soprattutto di quella più qualificata, e le aree più avanzate, che cominciavano a soffrire della congestione dei principali centri industriali. Mancarono del tutto iniziative più rischiose e innovative, volte ad assistere la creazione di nuove imprese nelle aree a ritardo di sviluppo, lasciando così la mobilità geografica come unico strumento di miglioramento dell'equità a livello individuale.

3. Le riforme degli anni settanta

Le pressioni della Commissione per una maggiore autonomia rispetto agli indirizzi nazionali furono in parte accolte dal Consiglio con la prima riforma del 1971, che sulla spinta del peggioramento del quadro economico generale ridefinì le principali aree di intervento del FSE. L'azione sociale veniva ora richiesta laddove le politiche comunitarie volte a sostenere il processo di integrazione manifestassero ripercussioni negative sul mercato del lavoro, con l'accentuarsi degli squilibri tra domanda e offerta (Consiglio Europeo, 1971). In alternativa, circa metà della dotazione del FSE venne destinata alla soluzione di tensioni occupazionali che, pur non riconducibili alle politiche comunitarie, erano indirettamente legate ai progressi dell'integrazione o ne potevano costituire un ostacolo.

Pur accrescendo il ruolo della Commissione nella selezione degli interventi, nel primo stadio di riforma questi rimanevano soggetti all'approvazione del Consiglio, che di fatto ne restrinse l'applicazione principalmente ai lavoratori dei settori dell'agricoltura, del tessile e dell'abbigliamento, ai disoccupati di lunga durata e, con un'importante novità rispetto al passato, alle donne e ai giovani di età inferiore ai 25 anni.

Contrariamente alle intenzioni della Commissione di indirizzare l'assistenza al miglioramento concreto delle possibilità di impiego, auspicabilmente in nuove industrie e nelle regioni arretrate, in pratica la pressione degli interessi nazionali ebbe buon gioco a incanalare le risorse verso la conservazione dello *status quo*. Ad esempio, furono largamente finanziate industrie in declino, come quella tessile, che cominciavano a soffrire la concorrenza dei paesi in via di sviluppo. Rispetto all'obiettivo dichiarato di sostenere il reddito dei lavoratori migliorandone le opportunità di occupazione, ciò segnò un chiaro allontanamento dalla soluzione più efficiente di incentivare l'uscita da quelle industrie, assistendo la necessaria riqualificazione professionale. Un risultato paradossale fu inoltre che, di fatto, in larga misura beneficiarono del Fondo paesi che subirono perdite contenute di occupazione e che registrarono, *ex post*, una temporanea espansione dell'industria tessile (McMillen e Chard, 1978).

Con l'acuirsi della crisi economica si accentuò inoltre il vincolo della scarsità della dotazione finanziaria, in presenza di un ampio sovrannumero delle domande di assistenza rispetto alle risorse disponibili. Benché il sistema delle quote venne formalmente abbandonato in occasione della costituzione nel 1971 di un bilancio comunitario unificato,

da cui il FSE poteva attingere direttamente, in pratica una norma di selezione degli interventi implicitamente adottata dalla Commissione fu di preservare una suddivisione dell'assistenza pressoché in linea con i contributi versati dai singoli paesi.

Con l'ulteriore riforma del FSE varata nel 1977 furono accolte le indicazioni della Commissione di rafforzare l'enfasi territoriale nel contrasto alla crescente disoccupazione in Europa e in raccordo con il Fondo Europeo di Sviluppo Regionale (FESR), che fu istituito nel 1974 soprattutto per le pressioni del Regno Unito, da due anni nuovo membro della Comunità insieme con Irlanda e Danimarca. Il regolamento del FSE fu modificato per includere la partecipazione al finanziamento di schemi di intervento preesistenti nelle politiche di occupazione degli stati membri. Questi ultimi conservarono il potere di individuare le forme dell'assistenza, mentre alla Commissione fu assegnato il ruolo di renderle operative.

L'attenzione verso la crescente concentrazione territoriale delle sacche di disoccupazione e sotto-occupazione si intensificò ulteriormente con l'ingresso nella CE nel 1981 della Grecia e, più tardi, della Spagna e del Portogallo; in quelle occasioni, fu gradualmente accresciuta la quota dell'assistenza destinata al contrasto del disagio della forza lavoro più giovane. Ne derivò nel complesso una netta compressione delle risorse allocate all'Italia (da quasi il 36 per cento alla fine degli anni settanta al 20 dieci anni dopo; tab. 1), che si confermò comunque il primo paese beneficiario del FSE, peraltro secondo solo al Regno Unito.

TAB.1 *Allocazioni del Fondo sociale europeo tra il 1960 e il 1988*
(quote percentuali sul totale)

Paesi	***EURO 9***		***EURO 10***	***EURO 12***
	1973-1977	*1978-1980*	*1981-1985*	*1986-1988*
Belgio	2,0	2,4	3,3	1,5
Danimarca	2,3	2,1	2,9	1,3
Germania	10,2	9,3	5,8	4,9
Grecia	-	-	4,9	6,2
Spagna	-	-	-	14,7
Francia	19,3	17,6	15,3	12,7
Irlanda	6,8	7,7	10,9	7,5

Paesi	***EURO 9***		***EURO 10***	***EURO 12***
	1973-1977	*1978-1980*	*1981-1985*	*1986-1988*
Italia	29,6	35,7	27,0	20,0
Lussemburgo	-	0,1	-	0,1
Olanda	2,4	2,0	1,8	2,3
Portogallo	-	-	-	9,9
Regno Unito	27,4	23,1	28,1	18,9

Fonti: Commissione europea (1998) e Corte dei conti europea (1977-2001)

Con le riforme degli anni settanta si determinò un'ulteriore restrizione dello spazio per politiche sociali indipendenti a livello comunitario, con una perdita di enfasi dell'obiettivo delle condizioni di eguaglianza a livello individuale, nei diritti sociali e nelle opportunità di mobilità reddituale e geografica. Rispetto agli obiettivi di equità formalmente dichiarati, ogni allargamento della CE segnò un aggravio delle finalità meta-economiche nel condizionare il funzionamento del FSE, i cui interventi furono spesso indirizzati ad accrescere il supporto politico alla partecipazione al mercato comune. In particolare il Regno Unito si adoperò nel rafforzare l'enfasi territoriale delle politiche strutturali a parziale compensazione dei benefici che altri paesi guadagnavano dalla politica agricola comunitaria (PAC); nel caso dei paesi mediterranei, l'ammissione all'assistenza sociale fu di frequente utilizzata per allargare le basi del consenso generale ai processi democratici nazionali, allora in una fase iniziale.

4. La svolta della fine degli anni ottanta e dei primi anni novanta

Il raddoppio in poco più di un decennio del numero dei paesi membri espose la CE ai nuovi problemi derivanti dall'ampliamento delle disparità sociali, economiche e politiche nello spazio comunitario; nella prima metà degli anni novanta, si aggiunse l'unificazione nazionale della Germania e le nuove adesioni di Austria, Svezia e Finlandia. L'Atto Unico Europeo siglato nel 1986 per il completamento del mercato comune avrebbe ulteriormente sospinto il processo di integrazione, con un nuovo impulso verso la concorrenza e la crescita economica soprattutto nelle aree più sviluppate.

In questo contesto la direzione della politica sociale in Europa consolidò l'approccio pragmatico di accrescere il contenuto di equità del mercato unico, abbandonando il ricorso agli strumenti normativi in tema dei diritti universali tentato in una fase iniziale (Mori e Zollino, 1996). Con un coordinamento più stretto con gli strumenti di assistenza dello sviluppo regionale, gli obiettivi di equità si volsero prevalentemente al sostegno della coesione economica e sociale a livello comunitario.

La svolta è stata sancita dalla riforma dei Fondi strutturali[1] del 1988, che di fatto ha unificato i regolamenti della varietà degli strumenti comunitari per il contrasto della crescente disparità delle opportunità di sviluppo nelle regioni più arretrate rispetto a quelle più avanzate. Con un ulteriore consolidamento nella successiva riforma varata nel 1993, è stato introdotto un approccio pluriennale integrato, modulando le linee dell'azione strutturale in sei obiettivi ben definiti[2]: 1) lo sviluppo delle regioni arretrate; 2) la conversione delle regioni esposte al declino industriale; 3) l'integrazione nel mercato del lavoro dei disoccupati di lunga durata, dei giovani e di altri soggetti esclusi; 4) l'adattamento dei lavoratori al cambiamento industriale; 5) l'assistenza delle strutture agricole affette dalla riforma della PAC (5a) e lo sviluppo delle aree rurali (5b); 6) lo sviluppo delle regioni con bassissima densità abitativa (tab.2).

Pur potendo intervenire in ogni area eccetto quella individuata dall'obiettivo 5a, l'azione del FSE è stata concentrata in quelle corrispondenti all'obiettivo 1 e agli obiettivi 3/4. Il suo orientamento rimane così impostato al miglioramento delle condizioni di equità, riformulato prevalentemente in termini di convergenza delle opportunità di formazione professionale e di partecipazione al mercato del lavoro, incluso il contrasto delle discriminazioni di genere e dell'emarginazione dei disabili.

Nella terminologia di Sen (1992), le finalità equitative sono ora affermate sia nel campo delle funzionalità personali (ottenere un lavoro), sia nel campo delle relative capacità (non essere discriminati). Vi si ag-

1 In aggiunta al FSE e al FESR, la lista dei Fondi Strutturali include la sezione orientamento del Fondo europeo di orientamento e garanzia per l'agricoltura (FEOGA) e lo Strumento finanziario di orientamento per la pesca (SFOP). Nel 1993, in occasione dell'istituzione della Unione Europea con il Trattato di Maastricht vi si aggiunse il Fondo di coesione, destinato ad assistere esclusivamente il processo di convergenza di Grecia, Irlanda, Portogallo e Spagna.

2 Il sesto obiettivo è stato aggiunto in occasione della riforma del 1993.

giungono tuttavia finalità di diversa natura, come quella di sostenere lo sviluppo di reti di ricerca tramite la formazione di docenti, il trasferimento di esperienza tra i centri dell'istruzione e la creazione di nuovi metodi di insegnamento. Un altro obiettivo non puramente equitativo consiste nel contribuire all'assistenza finanziaria delle iniziative volte ad accelerare il ritmo della crescita economica nella Comunità.

Rispetto al passato, la riforma segna una radicale innovazione nel livello di governo responsabile della condotta dell'azione strutturale. La Commissione diventa infatti il vero ente decisionale degli interventi nel campo sociale. Nonostante il principio di sussidiarietà introdotto dal Consiglio formalmente predisponga un netto decentramento del potere verso le unità amministrative territorialmente competenti al perseguimento degli obiettivi, salvo che la presenza di esternalità giustifichi l'intervento delle autorità centrali, la Commissione rappresenta di fatto il luogo di negoziazione delle principali linee della politica sociale. Il decentramento diventa operativo nella successiva suddivisione delle allocazioni regionali e nell'esercizio delle mansioni esecutive. Le risorse rimangono comunque incanalate in progetti pluriennali, spesso multiregionali, definiti dalla Commissione congiuntamente con le autorità nazionali e dettagliatamente illustrati nel Quadro di sostegno comunitario. Il monitoraggio e la valutazione dell'azione sociale ricade in definitiva sulla Commissione, che può decidere la sospensione e la riassegnazione dei fondi nel caso le scadenze operative non siano rispettate dai destinatari originari. Ciò non esclude comunque la responsabilità dei singoli stati membri sia nella definizione, sia nell'effettiva attuazione dei progetti.

TAB. 2 *Evoluzione del bilancio dei Fondi Strutturali (quote percentuali sul totale).*

Obiettivi	Finalità operative	1988-93	1994-99	2000-06
1.	Regioni in ritardo di sviluppo	63.3	60.5	-
2.	Regioni in declino industriale	11.9	10.6	-
3.+4.	Disoccupazione di lunga durata. formazione giovanile e adattamento dei lavoratori	12.3	10.0	-
5.	a) Adeguamento delle strutture agricole	5.6	4.4	-
	b) Sviluppo delle zone rurali	4.9	4.5	-

Obiettivi	Finalità operative	1988-93	1994-99	2000-06
6.	Regioni a scarsa densità abitativa	-	0.4	-
	Altri	1.9	-	
		100	100	-
1.+6.		-	-	69.7
2. + 5b.		-	-	11.5
3. + 4.		-	-	12.3
Altri		-	-	0.5
	Totale in percentuale del PIL	0.24	0.46	0.46

Fonte: *Commissione Europea (1998; 1999; 2003)*

Anche nel disegno del finanziamento degli interventi si accresce il potere della Commissione di stimolare l'azione degli stati membri, potenzialmente in alleanza strategica con le autorità di governo regionale. Con il principio dell'addizionalità, che suddivide il finanziamento in parti pressoché uguali tra il bilancio comunitario e quello del paese interessato, si esclude che l'assistenza erogata dal FSE sia sostituiva di quella a carico dei contribuenti nazionali. Da un lato si accresce così l'impatto territoriale delle misure di assistenza, pressoché raddoppiandone l'ammontare, dall'altro si rafforza l'incentivo degli altri stati membri a contribuire indirettamente al finanziamento di interventi che rivestono una valenza sovra-nazionale.

TAB. 3 *Programmazione del FSE per i periodi 1989-1993 e 1994-1999 (quote sul totale, espresso in miliardi di euro)*

Paesi	1989-1993					1994-1995				
	Ob.1	Ob.2	Ob3/4	Ob5b	Tot.	Ob.1	Ob.2	Ob3/4	Ob5b	Tot.
Belgio	-	4,1	3,8	2,2	1,8	0,8	1,9	3,3	1,4	1,8
Danimarca	-	0,6	2,3	1,5	0,9	-	0,7	2,2	1,2	0,8
Germania	7,1	10,5	13,3	21,8	10,0	18,6	13,7	13,9	25,4	16,9
Grecia	16,4	-	-	-	8,7	11,6	-	-	-	6,7
Spagna	22,2	18,3	13,6	9,0	18,5	27,5	16,2	13,2	9,7	21,4
Francia	3,1	197,2	20,7	40,4	11,4	2,4	19,4	23,0	32,2	11,3
Irlanda	13,0	-	-	-	6,9	8,9	-	-	-	5,1

Paesi	1989-1993					1994-1995				
	Ob.1	Ob.2	Ob3/4	Ob5b	Tot.	Ob.1	Ob.2	Ob3/4	Ob5b	Tot.
Italia	16,1	8,1	14,8	12,6	14,9	12,4	8,8	12,3	13,4	12,3
Lussemburgo	-	0,0	0,2	0,1	0,1	-	0,1	0,2	0,1	0,1
Olanda	-	3,8	4,8	1,5	2,1	0,2	5,9	7,7	1,9	3,2
Portogallo	19,2	-	-	-	10,2	14,3	-	-	-	8,2
Regno Unito	3,0	37,5	26,7	11,1	14,6	3,4	33,4	24,2	14,7	12,5
Totale	*10,6*	*0,2*	*7,2*	*0,4*	*19,8*	*220,1*	*1,6*	*13,9*	*0,9*	*38,5*

Fonte: Commissione europea (1995; 1996)

In occasione della riforma del 1988 la dotazione finanziaria dell'azione strutturale comunitaria rimase comunque modesta, crescendo lievemente a circa il 23 per cento del totale del bilancio comunitario, allo 0,24 per cento rispetto al reddito della CE[3]. Maggiori impegni finanziari furono invece decisi dal Consiglio di Edimburgo nel dicembre del 1992 per il nuovo programma 1993-99: la disponibilità finanziaria dei Fondi strutturali quasi raddoppiò a circa il 36 per cento del bilancio comunitario (0,48 per cento del PIL della UE) in uno sforzo di contrastare la crescente dispersione dei livelli di benessere seguita all'allargamento verso il Mediterraneo e il rischio di ulteriori divari con il completamento del mercato unico. Del totale dei fondi nel complesso allocati all'azione strutturale, tra le due riforme il FSE ha mantenuto una quota pressoché stabile di quasi il 31 per cento a fronte di un ulteriore rafforzamento del suo orientamento territoriale (tab. 3). In aggiunta all'estensione degli interventi nelle regioni a declino industriale (obiettivo 2), è stata infatti elevata al 75 per cento la quota massima di finanziamento dei programmi ammessi nelle regioni dell'obiettivo 1, con punte sino all'85 per cento per quelli nelle aree più depresse di Grecia, Irlanda, Spagna e Portogallo. Nella selezione degli interventi, è stato tuttavia accresciuto il peso del puro sostegno delle condizioni di equità individuale: le misure per l'integrazione nel

[3] La politica agricola comunitaria, che eserciterebbe un effetto regressivo sulle disparità territoriali a causa degli schemi allocativi a favore delle aree rurali più prospere (Ardy, 1988 e Peirce, 1991), continuava ad assorbire circa il 56 per cento delle risorse comunitarie, in lieve calo rispetto al 58 per cento dei primi anni ottanta (quasi 76 un decennio prima)

mercato del lavoro dei giovani, dei disoccupati di lunga durata e delle persone a rischio di esclusione assorbivano oltre la metà del bilancio del fondo, in aggiunta a una quota del 20 per cento destinata al sostegno dell'occupazione e della crescita.

5. Le riforme e la corrispondenza tra azione sociale e obiettivi di equità

La radicale revisione della gestione del FSE realizzatasi negli anni novanta e il suo maggiore coordinamento con l'operare degli altri Fondi strutturali hanno indubbiamente migliorato la trasparenza delle condizioni di accesso all'assistenza, contribuendo ad accrescere l'efficienza dell'impiego delle risorse comunitarie e di quelle nazionali nel contrastare le disparità territoriali all'interno della UE (Commissione Europea, 1998). A questo stadio è interessante tuttavia verificare in che misura si sia modificata la combinazione tra gli obiettivi di equità dichiarati e i fattori di equilibrio politico nel determinare lo schema allocativo dei finanziamenti comunitari, con particolare riferimento al FSE in quanto principale strumento della politica sociale.

A questo scopo le regioni europee sono state qui classificate sia secondo una varietà di indicatori di sviluppo, sia secondo l'ammontare delle allocazioni del FSE, verificando poi il grado di correlazione tra i due tipi di raggruppamenti. L'esercizio è stato replicato per l'ultimo anno prima delle riforme (1988) e per il primo periodo di programmazione dei nuovi Fondi strutturali (1989-93)[4].

Gli indicatori di sviluppo includono il livello del reddito pro-capite regionale espresso in parità del potere di acquisto, quello corretto per la dispersione a livello provinciale[5], i tassi di occupazione per l'intera economia regionale e per il solo settore industriale. Nel complesso tali indicatori raffigurano un quadro di lenta convergenza del grado di sviluppo delle regioni europee dagli inizi degli anni ottanta, con segnali di polarizzazione tra il gruppo delle regioni più povere e quello delle regioni più ricche, dislocate lungo un asse ideale da Nord-Est a Sud-Ovest[6]. Un aspetto interessante è che il tasso di convergenza risulta più

4 Questa sezione è basata sui risultati ottenuti in Mori-Zollino (1997). L'estensione dell'analisi al secondo periodo di programmazione è tuttora in via di completamento da parte degli scriventi.

5 Seguendo Sen (1992), la correzione è stata ottenuta moltiplicando il livello del reddito regionale per il coefficiente di Gini ottenuto sulla base dei redditi provinciali.

6 Un modello di convergenza per *club* emerge da molteplici studi empirici applicati alle regioni europee (Nven e Gouyette, 1995; Canova eMercet, 1995; Quah, 1996). Il

elevato sulla base del reddito regionale corretto per la sua dispersione tra le provincie, segnalando il rischio di un aggravio dei divari tra le unità locali delle regioni più prospere. Ciò rafforzerebbe l'utilità del nuovo approccio seguito dalla Commissione di indirizzare l'azione di contrasto verso una maggiore disaggregazione territoriale.

Nel 1988 lo schema di suddivisione del FSE tra le regioni europee risultava correlato con segno di gran lunga negativo con gli indicatori di occupazione, confermando la vocazione della Commissione a privilegiare gli interventi nelle aree di maggiore debolezza del mercato del lavoro; nello stesso tempo, il segno risultava sorprendentemente positivo rispetto agli indicatori del reddito pro-capite, segnalando che i fondi non erano necessariamente incanalati verso le aree più povere. Oltreché la migliore capacità amministrativa delle regioni più avanzate nel proporre progetti in linea con le direttive della Commissione, il risultato potrebbe indicare che l'obiettivo di equità sia stato in realtà impiegato per motivare assegnazioni del bilancio comunitario a grandi contribuenti, esclusi sia dalla PAC sia dal FESR[7]. Da questo punto di vista, si sarebbe segnato un importante miglioramento nel periodo 1989-93, considerando che il coefficiente della correlazione tra l'ordinamento basato sulle allocazioni del FSE e quello basato sul reddito pro-capite risulta nettamente negativo. Nel contempo si sarebbe invece attenuata la correlazione con gli indicatori di occupazione, pur confermandosi negativa (tab. 4).

TAB 4. *Allocazioni del FSE e alcuni indicatori di esclusione sociale (Indice di Spearman; valori percentuali)*

Grado di correlazione di rango	1988	1988-93
Allocazioni regionali – reddito pro capite	1,5	-11,1
Allocazioni regionali – tasso di occupazione	-64,8	-10,0
Allocazioni regionali – tasso di occupazione industriale	-88,6	-10,6

Fonte: Mori e Zollino (1997)

risultato avrebbe trovato conferma nelle tendenze più recenti, che segnalano rilevanti guadagni di equità all'interno del sottogruppo dei paesi più ricchi, che includerebbe Austria e Finlandia in aggiunta alle cinque maggiori economie, e all'interno di quello dei rimanenti paesi; continuerebbe a procedere assai più lentamente la convergenza tra i due gruppi (Carvalho e Harvey, 2003).

7 L'evenienza è avvalorata dal principio del *joust retour* economico che nel Rapporto Padoa-Schioppa (1987) si lamentava confermarsi come principio fondante degli equilibri spesso difficili tra gli interessi nazionali dei membri della UE.

Pur considerando la limitata qualità dei dati, dovuta alle difficoltà di riassegnare a singole aree le allocazioni multiregionali, l'esercizio suggerisce nel complesso che la riforma del FSE abbia di fatto comportato l'assegnazione di un maggior peso alle condizioni della disuguaglianza reddituale nel disegno dell'assistenza. Da un lato potrebbe avervi influito la prospettiva della programmazione pluriennale che, in combinazione con l'orientamento di concentrare gli interventi a livello territoriale, avrebbe implicitamente assegnato maggiore enfasi ai nessi di causalità tra reddito e occupazione. Dall'altro, il nuovo contesto operativo potrebbe avere ristretto notevolmente il ruolo dei fattori di equilibrio politico grazie al trasparente intento della Commissione di sviluppare un'articolata e coerente programmazione delle varie misure disponibili contro l'esclusione sociale.

6. La coesione sociale nell'unione monetaria e l'allargamento verso Est

Dall'inizio del nuovo millennio l'avvio dell'unione monetaria e il rapido progresso verso l'allargamento della UE ai paesi dell'Europa centro-orientale hanno profondamente modificato il contesto istituzionale e operativo delle politiche comunitarie, accrescendo in particolare i timori circa l'entità dell'onere finanziario e l'efficienza degli interventi di natura strutturale. Inoltre, il Trattato di Amsterdam del 1997 ha ulteriormente enfatizzato l'impegno ad aumentare il contenuto sociale dell'integrazione europea, rilanciando la lotta contro le disuguaglianze e a favore di un migliore equilibrio delle condizioni di accesso all'istruzione e al mercato del lavoro. In linea con le proposte individuate dalla Commissione nella cosiddetta Agenda 2000, un complesso di iniziative legislative approvate a partire dal Consiglio di Berlino (marzo 1999) ha ridefinito il quadro operativo e finanziario delle politiche strutturali a livello comunitario.

Confermando l'impostazione delle due precedenti riforme, ulteriori progressi sono stati compiuti verso la trasparenza e la semplificazione delle procedure[8], oltreché il decentramento della gestione dei programmi. Nella definizione di questi ultimi, il principio del partenariato è stato esteso ai rappresentati delle parti sociali e di altre entità territoriali, in aggiunta alle amministrazioni regionali e locali, in uno sforzo

8 Il numero degli obiettivi dei Fondi Strutturali è stato ridotto da 6 a 3 (Tavola x.2), quello delle Iniziative comunitarie, strumenti complementari ai Fondi che assorbono circa il 5 per cento delle risorse assegnate alle azioni strutturali, è sceso da 13 a 4.

riali, in aggiunta alle amministrazioni regionali e locali, in uno sforzo di accrescere la partecipazione della società civile e la legittimazione dell'azione comunitaria. Sono state definite con chiarezza le responsabilità dei vari livelli di governo nella gestione, nel monitoraggio e nella valutazione della condotta dell'azione strutturale[9]. A livello comunitario, il Trattato di Amsterdam riqualifica dallo stato di cooperazione a quello di co-decisione il ruolo del Parlamento Europeo per tutte le disposizioni nel campo della coesione economica e sociale (Titolo VXII), formalmente accrescendone il controllo democratico.

Differentemente dal passato, la dotazione finanziaria delle politiche strutturali non è stata invece aumentata rispetto al reddito comunitario, rimanendo nel complesso ristretta allo 0,46 per cento. In termini assoluti, le risorse totali sono pari a 213 miliardi di euro a prezzi 1999, di cui circa 195 assegnate ai Fondi strutturali. Per questi ultimi, considerando che l'intero periodo di programmazione è stato esteso da 5 a 7 anni la disponibilità media annua non supera i 28 miliardi di euro, segnando addirittura una riduzione del 2,5 per cento rispetto alla precedente programmazione.

L'inasprimento della disciplina di bilancio nel campo delle politiche di coesione è difficilmente giustificabile di fronte al persistere di ampie disparità territoriali all'interno della comunità, ancor più considerando il loro pesante aggravarsi con l'allargamento della UE verso Est[10]. La scarsità delle risorse contrasta inoltre con gli sforzi normativi di accrescere la trasparenza e l'efficienza della politica sociale, potenzialmente acuendo il conflitto tra gli interessi nazionali e allargando dunque lo spazio per la loro ricomposizione sulla base degli equilibri politici. Ne è in parte un sintomo l'acceso dibattito circa l'entità del bilancio comunitario per il periodo 2007-20013[11] e la possibilità recentemente ventilata dalla Commissione di correggere il meccanismo di rimborso attualmente in vigore per il Regno Unito, estendendolo poi ai

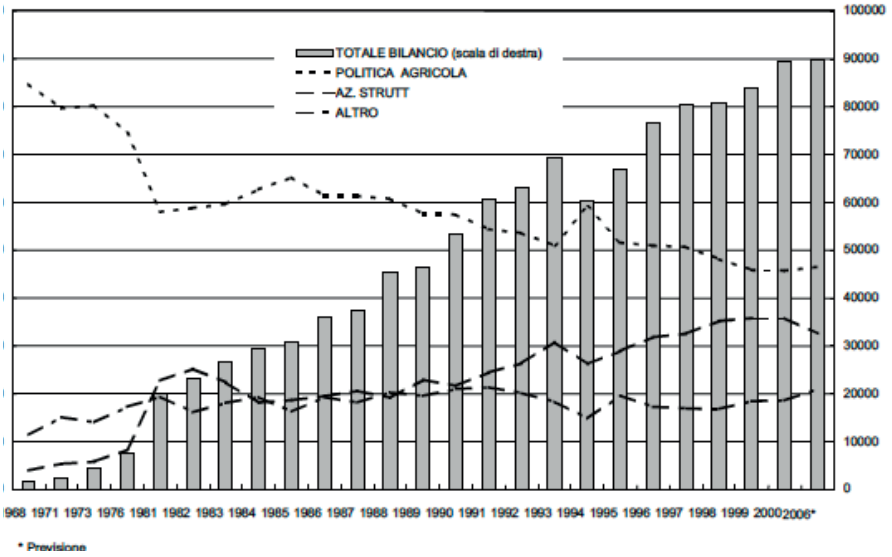
9 Per un'analisi più dettagliata delle nuove disposizioni circa le modalità di monitoraggio e di valutazione, *ex ante* ed *ex post*, degli interventi strutturali e dei maggiori vincoli di efficienza si rinvia a Viesti-Prota (2004).

10 Nelle regioni dove risiede il decile più povero della popolazione della UE, il PIL *pro capite* era pari al 61 per cento della media dei 15 paesi membri nel 1999, ora quasi si dimezza al 38 per cento nella media dei 25 paesi.

11 I ministri finanziari vorrebbero ridurre l'incidenza della spesa totale comunitaria all'1 per cento del PIL a fronte della proposta della Commissione di lasciarla pressoché invariata all'1,14 per cento.

Nell'attuale programmazione, il vincolo delle risorse finanziarie ha portato all'imposizione di un tetto per i trasferimenti dei Fondi strutturali a favore di un singolo paese, di attuale e futura adesione, pari al 4 per cento del rispettivo Pil. Difficilmente giustificabile sulla base degli obiettivi di equità, tale restrizione è stata plausibilmente assunta per facilitare la gestione politica, dal punto di vista dei 15 paesi già membri della UE, del processo di allargamento verso Est. È un evidente segnale di sottovalutazione delle aspettative della popolazione dei nuovi paesi membri e del ruolo della politica sociale di legittimare ai loro occhi, come già accaduto in passato per gli altri cittadini europei, la partecipazione al mercato unico.

Figura 1 Principali voci di spesa del bilancio comunitario
(valori percentuali e miliardi di euro)



La programmata riduzione della dotazione finanziaria delle politiche strutturali si confronta inoltre con il persistere di un'elevata incidenza sul bilancio comunitario delle spese per la politica agricola, che nel 2006 rimarrebbero superiori al 45 per cento del totale (Figura x.1), nella gran parte incanalate verso i paesi prosperi dell'Unione. Sarebbe

Bilancio" pubblicato nel Sole24ore del 15 luglio 2004.

denza sul bilancio comunitario delle spese per la politica agricola, che nel 2006 rimarrebbero superiori al 45 per cento del totale (Figura x.1), nella gran parte incanalate verso i paesi prosperi dell'Unione. Sarebbe invece auspicabile accelerarne il contenimento a favore della dotazione finanziaria delle politiche di coesione. Essa era probabilmente esigua per un efficace contrasto della disuguaglianza già prima dell'allargamento[13]; si ritiene sia destinata ad esserlo in misura ancor più grave nel nuovo spazio comunitario, con il rischio di compromettere gli standard di efficienza a cui è infine plausibilmente approdata la cornice normativa dell'azione sociale al livello di governo comunitario.

13 Secondo il Rapporto MacDougall (1977), la massa critica di trasferimenti richiesta a livello del bilancio comunitario per la riduzione delle disparità territoriali in Europa si sarebbe allora aggirata intono al 5-7 per cento del PIL, contro un'incidenza effettiva dell'azione strutturale rimasta nel tempo inferiore allo 0,5 per cento. Pur nei limiti della differente cornice istituzionale, negli Stati Uniti il peso dei trasferimenti federali, che approssimano gli interventi ridistributivi tra regioni, è superiore al 2 per cento del prodotto (FMI, 2001).

Bibliografia

Ardy, B. (1988) *The National Incidence of the European Community budget*, Journal of Common Market Studies vol. XXVI n.4.

Commissione Europea

1995 *Sesto rapporto annuale sui fondi strutturali,* Commissione Europea, Bruxelles

1996 *Settimo rapporto annuale sui fondi strutturali,* Commissione Europea, Bruxelles

1998 *The European Social Fund, an overview of the programming period 1994-99*, European Commission, Bruxelles

1999 *I Fondi Strutturali e il loro coordinamento con il fondo di coesione: Linee direttrici per i programmi del periodo 2000-2006* GUCE C 1999/267

2003 *Seconda relazione intermedia sulla coesione economica e sociale* Comunicazione della Commissione del 30/01/03

Consiglio Europeo (1991) *Decisione dell'1 Febbraio 1971 sulla riforma del FSE,* Giornale ufficiale della Comunità Europea, Serie L/28, 4

Corte dei Conti Europea

1977-2001 *Relazione annuale sull'esercizio finanziario* GUCE C, varie annate

Canova, F e Marcet, A. (1995) *The poor stay poor: Non-Convergence across countries and regions,* CEPR Discussion Paper, n. 1265

Carvalho, V. M. e Harvey A. C. (2003) *Convergence and Cycles in the Euro-Zone*, mimeo, University of Cambridge.

Eichengreen, B. (1988) *One Money for Europe? Lessons from US Currency Union*, European Economy, n. 10, pp. 117-188.

European Community Information Centre (1969) *European Community*, Bruxelles

FMI (2001) *Government Finance Statistics* Yearbook

Gordon, J. (1988) *Structural Funds and the 1992 Program in the European Community*, IMF Working Papers n.65.

Harrop, J. (1989) *The Political Economy of Integration in the European Community*, E. Elgar, Aldershot.

Mac Dougall, D. (1977) *Relazione del gruppo di studio sul ruolo della finanza pubblica nell'integrazione europea,* vol. I, Commissione delle Comunità Europee, Bruxelles.

Macmillen, M.J e Chard, J.S. (1977) *European Social Fund Aid to Textile Workers: The Early Experience,* in «European Economic Review», 3, pp. 269-290

Mori, A. e Zollino, F. (1996) *Social and Regional Policies in the European Union*, mimeo, Banca d'Italia, Roma.

-------- (1997) *Assessing Public Action in Europe: the European Social Fund*, mimeo, Banca d'Italia, Roma.

Neven, D. e Gouyette, C. (1995) *Regional Convergence in the European Community*, Journal of Common Market Studies, vol. 33, n. 1.

Olivi, B. (1991) *L'Europa Difficile: Storia Politica della Comunità Europea,* Il Mulino, Bologna.

Padoa-Schioppa, T. (1987) *Efficiency, Stability and Equity*, Oxford University Press, Oxford

Petaccio, V. (1972) *The European Social Fund: Phase I in Positive Retrospect*, Journal of Common Market Studies n.3 vol.X, pp.249-266.

Peirce, W.(1991) *After 1992: the European Community and the Redistribution of Rents*, Kyklos vol. 44.

Quah, D. (1996) *Regional Convergence Clusters across Europe*, CEPR Working Paper n. 1286.

Sen, A. (1992) *Inequality Reexamined,* Clarendon Press, Oxford.

Shanks, M. (1978) *European Social Policy: the Next Stage*, in Burrows, Denton, Edwards (eds.) *Federal Solutions to European Issues*, Macmillan, London.

Shepley, S. e Wilmot, J. (1995) *Core vs. Periphery*, in *Behind the Myth of European Union*, Amin, A. Tomaney, J. (eds.), Routiledge, London and New York.

Spaak, P.H. (1956) *The Brussels report on the general common market* European Coal and Steal Community: High Authority, Bruxelles

Viesti, G. e Prota, F. (2004) *Le politiche regionali dell'Unione Europea,* Il Mulino, Bologna

Le previsioni di breve termine tra nuove fonti di dati e nuovi modelli

Roberta Zizza[1]

Banca d'Italia, Servizio Congiuntura e politica monetaria

Fare previsioni è una delle attività caratterizzanti di una banca centrale; è un processo che fornisce informazioni vitali per la conduzione della politica monetaria, con importanti implicazioni sulla credibilità della sua azione e sulla sua reputazione. Ad esempio, la Banca centrale europea e le banche centrali dell'Eurosistema, stante un obiettivo primario di mantenimento della stabilità dei prezzi in un orizzonte di medio termine, conducono nel complesso quattro esercizi previsivi all'anno, fornendo proiezioni sulle principali grandezze macroeconomiche per il triennio successivo[2].

Guardare lontano non è però affatto sufficiente. Ci viene incontro la famosa metafora di John Maynard Keynes (1923): "*In the long run*

[1] Questo lavoro beneficia dei preziosi suggerimenti di Francesco Corsello, Alessandro Secchi, Giordano Zevi e Francesco Zollino e delle riflessioni condotte con Alberto Locarno sul tema delle previsioni nel difficile frangente dello scoppio della pandemia, confluite in Locarno e Zizza (2020). Ringrazio inoltre Libero Monteforte, Andrea Nobili, Giordano Zevi e Francesco Zollino, con cui ho spartito la responsabilità della Divisione Analisi della congiuntura tra il 2014 e il 2023, e gli economisti della medesima Divisione, autori della maggior parte degli studi qui compendiati e con cui ho condiviso "la croce e la delizia" di fare previsioni: senza di loro questo lavoro non sarebbe esistito. Le opinioni espresse sono personali e non impegnano in alcun modo la Banca d'Italia o l'Eurosistema.

[2] In Banca d'Italia le previsioni a medio termine per l'economia italiana sono ottenute con un modello trimestrale di equilibrio parziale (il resto del mondo è esogeno) semi-strutturale (le equazioni comportamentali non derivano da condizioni di ottimo di famiglie e imprese). Cfr. Banca d'Italia (1986) e Bulligan *et al.* (2017) per i dettagli su struttura e proprietà del modello econometrico.

we are all dead. Economists set themselves too easy, too useless a task if in tempestuous seasons they can only tell us that when the storm is long past the ocean is flat again". Che ci suggerisce non tanto che non sia importante occuparsi di ciò che avverrà in un tempo distante, ma che per arrivare sani e salvi a destinazione, specie se ci si trova in *uncharted waters*, è importante capire cosa sta succedendo "qui e ora", per poter eventualmente correggere la rotta.

È infatti pratica diffusa nelle banche centrali affiancare ai modelli per le previsioni di medio termine delle tecniche cosiddette di *nowcasting*, mirate ad anticipare ciò che sta accadendo in questo momento - colmando il ritardo più o meno ampio con cui gli Istituti di statistica pubblicano i dati ufficiali - o comunque a prevedere gli andamenti economici a orizzonti estremamente ravvicinati.

Fare previsioni è un mestiere tanto importante quanto complicato, in particolare quando ci si trova di fronte a eventi di carattere eccezionale, che i modelli econometrici non avevano mai avuto modo di sperimentare[3]. È quanto avvenuto nel periodo più recente, caratterizzato prima dalla pandemia da Covid-19, poi dall'invasione dell'Ucraina da parte della Russia e infine dal riacuirsi del conflitto in Medio Oriente. Questa successione di eventi ha generato un coacervo di shock di offerta e di domanda – le chiusure delle attività produttive per effetto dei provvedimenti di contenimento del contagio, le carenze di materie prime, di materiali e semilavorati (alcuni di natura strategica quali i prodotti energetici e i semiconduttori) e di forza lavoro, il recupero della domanda alla fine delle restrizioni, l'aumento senza precedenti dell'inflazione (soprattutto quella energetica) – in larga parte inediti per il nostro paese e dunque assenti nelle serie storiche su cui i modelli sono stimati.

In primo luogo, a causa della portata eccezionale di questi eventi, **le variabili sottostanti le previsioni o le stesse grandezze economiche oggetto di previsione si sono talvolta rese non disponibili, sono divenute meno rappresentative o** è intervenuta una modifica delle loro proprietà statistiche. Un primo caso è la mancata pubblicazione ad aprile 2020 dei climi di fiducia di famiglie e imprese, una delle variabili esplicative più diffuse nei modelli di breve termine, a causa di ostacoli nello svolgimento delle relative indagini da parte dell'Istat. Un secondo caso è quello dei consumi elettrici e di gas, che la Banca da

[3] Dato il focus del lavoro non affronterò le peculiari difficoltà di fare proiezioni a medio termine in condizioni di incertezza, rimandando a Locarno e Zizza (2020).

molti anni impiega per anticipare gli andamenti dell'attività economica (Bodo e Signorini, 1987; Aprigliano, 2020): il loro potere previsivo si è fortemente ridotto a seguito dell'invasione dell'Ucraina, in quanto la loro dinamica è stata influenzata da strategie di sostituzione o di efficientamento messe in campo dalle imprese a fronte dei timori di interruzione delle forniture di gas da parte della Russia e dei rincari senza precedenti dei prezzi di tali input. Inoltre, nostri lavori (Ropele e Villa, 2024) mostrano che in alcuni paesi europei e in taluni periodi il Purchasing Managers' index (PMI, un'altra variabile molto diffusa nei modelli previsivi di breve termine per via della sua elevata tempestività) ha cessato di segnalare univocamente la stagnazione dell'attività economica laddove abbia assunto valori in linea con la soglia critica, fissata a 50. Infine, gli indicatori relativi ai comparti dei servizi sono divenuti di recente molto più volatili, colpiti ben più della manifattura dai provvedimenti di chiusura e dal timore del contagio nel corso della pandemia: nel triennio successivo al secondo trimestre del 2021 la deviazione standard della variazione trimestrale del valore aggiunto dei servizi è stata pari a 1,2, contro 0,8 per l'industria in senso stretto, mentre nel decennio precedente la pandemia gli stessi valori erano pari a 0,4 e 1,3 rispettivamente.

In secondo luogo, **l'entità degli shock è stata tale da generare una forte discontinuità con il passato, che ha smesso di costituire una solida guida per il futuro**. I modelli di previsione sono infatti tipicamente caratterizzati da inerzia, per cui ogni valore è influenzato da quello precedente e determina in parte rilevante quello successivo, e dalla capacità di smussare le oscillazioni eccessive. Queste proprietà sono desiderabili in "*normal times*", in tempi di crescita positiva e moderata e di inflazione contenuta (come nella Great Moderation), ma non a fronte di cambiamenti forti e repentini dello stato dell'economia come quelli che abbiamo osservato nel contesto delle ultime crisi. Sul tema, ha avuto una certa eco tra gli addetti ai lavori il twitter di Olivier Blanchard[4]: "*Much of the progress in macro in the last 40 years came from the assumption of ergodicity. It lies behind the use of VARs and other time series tools. It lies behind the solution to dynamic optimization problems. These may have a hard time dealing with the current data...*".

In terzo luogo, **la natura degli shock può aver indotto risposte più che proporzionali (nonlinearità) ed effetti di lunga durata**, in grado di modificare in maniera persistente la struttura dell'economia. Con le

[4] https://x.com/ojblanchard1/status/1253826456616161280.

crisi recenti si sono generate delle **relazioni tra le variabili più complesse di quelle prevalentemente osservate in passato, e sulla base delle quali sono stati stimati i modelli, con un ruolo di rilievo anche per variabili di natura extra economica** (variabili sanitarie, misure amministrative di contenimento dei contagi su attività produttive e mobilità delle persone, vincoli alla logistica). Gli shock sono stati senza precedenti per dimensione e durata, ma anche per la loro concomitanza o successione e per la loro diffusione geografica: essi hanno avuto carattere globale se si pensa alla pandemia e alle strozzature all'offerta, e hanno colpito larga parte dell'Europa se si guarda ai due conflitti[5]. Abbiamo inoltre sperimentato la compresenza di shock di domanda e di offerta, questi ultimi peraltro inconsueti dal secondo dopoguerra: un'analisi retrospettiva degli episodi recessivi indica che in tutti i casi, ad eccezione di quello innescato dalla crisi petrolifera del 1973-74, inflazione e crescita si sono infatti mosse nella stessa direzione. Nel periodo più recente sono emerse maggiori analogie con quanto osservato proprio negli anni settanta (Corsello, Gomellini e Pellegrino, 2023): sia in tempi di pandemia – con le strozzature nella produzione indotte dalle misure di contenimento e la frammentazione delle catene globali del valore, che hanno esercitato spinte al rialzo sull'inflazione, attenuando le pressioni di segno opposto indotte dalla caduta della domanda aggregata e dal tracollo del prezzo del petrolio – sia, a maggior ragione, in occasione del conflitto in Ucraina, con i rialzi dei prezzi del gas. Sugli effetti di lunga durata, è plausibile che la pandemia abbia lasciato delle "cicatrici", inducendo cambiamenti significativi nei comportamenti degli agenti economici. Ad esempio, Ercolani, Guglielminetti e Rondinelli (2021) mostrano che tra le famiglie italiane si è registrato un aumento della percezione del rischio di una nuova epidemia – con una valutazione della probabilità di sperimentarne una nei successivi 10 anni ben più elevata rispetto alle stime finora disponibili – che potrebbe indurre un atteggiamento precauzionale. Oppure, si pensi al fallimento di numerose imprese durante le fasi più acute della pandemia, che ha avuto effetti sullo stock di capitale, sulla qualità della forza lavoro (specie a fronte di protratti periodi di disoccupazione) e sulla capacità imprenditoriale, con conseguenze durature sul potenziale di crescita dell'economia e possibili spill-over sul settore bancario

[5] La rilevanza della trasmissione di shock internazionali, anche attraverso il canale delle aspettative, sull'accuratezza delle previsioni di breve termine, in particolare della produzione industriale, è stata in passato esplorata in Bodo, Giovannini e Piras (2000).

e finanziario. O è anche probabile che siano intervenuti cambiamenti nell'intensità dei legami intersettoriali, in particolare tra la manifattura e i servizi: ciò rende più arduo tracciare l'evoluzione dell'economia nazionale sulla base delle fluttuazioni cicliche della produzione industriale, comportando la necessità di approfondire le dinamiche anche in altri comparti.

Infine, **la difficoltà di tenere conto nei modelli di breve termine del ruolo delle politiche economiche e delle tendenze secolari in corso**. Negli ultimi anni sono state mobilitate a livello nazionale ed europeo risorse senza precedenti, volte soprattutto a mitigare le ricadute economiche e sociali della pandemia e della crisi energetica: tra le misure fiscali, si pensi al Piano Nazionale di Ripresa e Resilienza o al cosiddetto "Superbonus 110%", che ha avuto impatti sia sull'attività (Accetturo, Olivieri e Renzi, 2024) sia sui costi del settore edile (Corsello e Ercolani, 2024), o ai provvedimenti per calmierare i prezzi dell'energia (Corsello e Riggi, 2023; Curci, Savegnago, Zevi e Zizza, 2022); tra quelle monetarie, al Programma di acquisto per l'emergenza pandemica (*Pandemic Emergency Purchase Programme*, PEPP) o alla ricalibrazione delle operazioni mirate di rifinanziamento a più lungo termine (*Targeted Longer-Term Refinancing Operations*, TLTRO). Le tendenze secolari, a dispetto della loro tradizionale inerzia, che le rende normalmente di scarso interesse per chi fa previsioni di breve termine, hanno subito in taluni casi un'accelerazione in conseguenza degli shock - è il caso della digitalizzazione e della transizione energetica - in altri un freno, come nel caso della globalizzazione (IRC Trade expert network, 2024). In queste circostanze, i previsori ricorrono solitamente al *judgement* come complemento alle indicazioni che provengono dai modelli, sebbene Bernanke (2024), nell'ambito della revisione del processo previsivo della Bank of England, abbia messo in guardia da alcuni rischi insiti in questa pratica. Un'altra opzione, in un contesto connotato da forte incertezza, è quella di spostare l'attenzione dalla valutazione 'puntuale' a quella attraverso un intervallo entro cui collocare la previsione centrale, lavorando su scenari e introducendo considerazioni sui rischi a cui è esposta la previsione (Visco, 2009).

Tutti questi fattori hanno inevitabilmente messo in discussione l'impianto previsivo a disposizione di istituzioni e analisti, e stimolato la ricerca di nuove fonti di informazione e nuovi modelli per la previsione di breve termine. Questo lavoro è dedicato a illustrare l'esperienza della Banca d'Italia in questo frangente, proponendo prima un rapido

excursus della modellistica esistente e soffermandosi poi sulle novità introdotte negli ultimi anni.

1. Le previsioni di breve termine in Banca d'Italia: prima della pandemia…[6]

In Banca d'Italia previsioni su orizzonti brevi vengono effettuate con riferimento all'Italia per la produzione industriale, per il PIL (e le sue componenti), per l'inflazione al consumo e per i prezzi delle case; per alcune grandezze vengono elaborate anche per il complesso dell'area dell'euro e per le sue maggiori economie.

Le previsioni della produzione industriale, del PIL e delle sue componenti sono basate sui consumi elettrici (Bodo e Signorini, 1987) e di gas a uso industriale, sugli indici di fiducia rilevati presso imprese e famiglie, sulle immatricolazioni di autoveicoli, sui flussi di trasporto delle merci su gomma e rotaia, su variabili creditizie e finanziarie. Più di recente sono state sfruttate a fini previsivi le informazioni sui pagamenti delle banche italiane regolati nei sistemi BI-COMP e TARGET2 e su quelli desunti dalle segnalazioni all'Unità di informazione finanziaria per le finalità di antiriciclaggio (Aprigliano, Ardizzi e Monteforte, 2019; Aprigliano *et al*., 2021, da cui è tratta la figura 1 che confronta i dati dei pagamenti con i principali aggregati della contabilità nazionale); il valore dei contratti di leasing per il finanziamento dei veicoli industriali e dei beni strumentali di fonte Associazione italiana leasing (Assilea); l'indicatore dei consumi di Confcommercio. Per anticipare l'andamento dell'inflazione si fa ricorso essenzialmente ad alcune variabili esogene (prezzi delle *commodities* energetiche ed alimentari, tassi di cambio) e a indicatori di attività economica. Per prevedere i prezzi delle case si utilizzano il reddito disponibile, alcune variabili creditizie e finanziarie, la tassazione sulla proprietà.

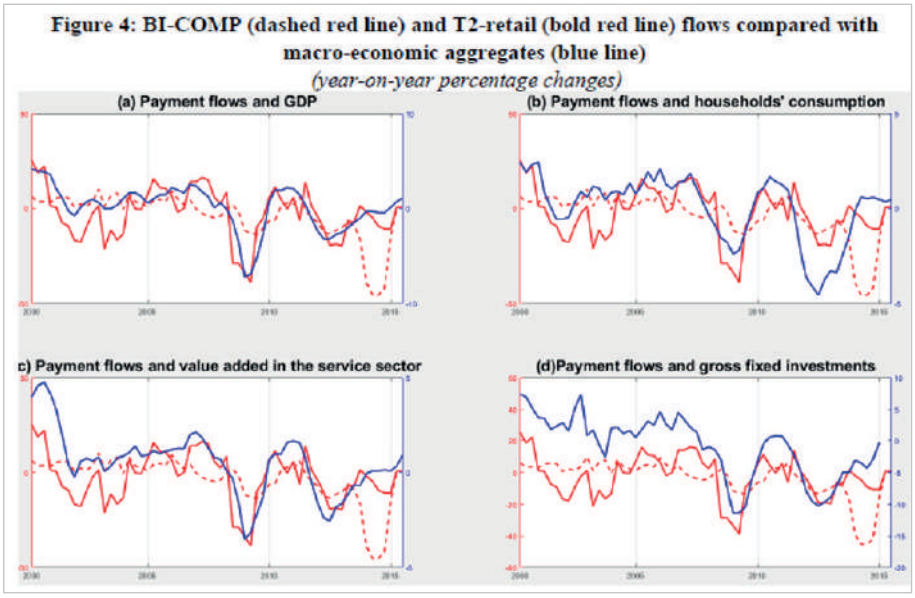
I metodi utilizzati sono essenzialmente i seguenti:

i. *modelli univariati di regressione lineare*. Per la previsione del PIL si stimano modelli *bridge* che sfruttano indicatori a più alta frequenza o disponibili più tempestivamente rispetto agli aggregati dei conti nazionali (Baffigi *et al*., 2004); questi modelli sono utilizzati anche per anticipare i consumi, gli investimenti e il valore aggiunto nel settore dei servizi. In successivi sviluppi, la selezione delle variabili nei modelli *bridge* del PIL è stata affidata ad algoritmi che esplorano e combinano le possibili specificazioni in modo efficiente, un approccio noto come

[6] Parte di questa sezione è tratta da Locarno e Zizza (2020).

Bayesian Model Averaging (Bencivelli *et al.*, 2017). Modelli univariati sono impiegati anche per la stima anticipata dell'indice mensile di produzione industriale (Marchetti e Parigi, 2000) e per molte voci dettagliate dell'inflazione (tra cui in particolare i servizi di trasporto e i beni energetici);

Fig. 1



Fonte: Aprigliano *et al.* (2021).

ii. *modelli dinamici fattoriali con Kalman smoothing*, utilizzati per fornire un indicatore a frequenza mensile della dinamica di fondo del PIL (Ita-coin). Tale componente è immune da oscillazioni di breve periodo e dagli errori di misurazione che caratterizzano invece le osservazioni puntuali della serie ufficiale (Aprigliano e Bencivelli, 2013);

iii. *modelli vettoriali autoregressivi (VAR) di tipo bayesiano* con filtro di Kalman, utilizzati per prevedere la produzione industriale (Aprigliano, 2020) e i prezzi delle abitazioni (Emiliozzi, Guglielminetti e Loberto, 2018);

v. *modelli fattoriali a frequenza mista* per prevedere il PIL italiano e le sue principali componenti, in particolare sfruttando i dati ad alta frequenza sui pagamenti. Tali modelli permettono di gestire in modo efficiente set informativi "sbilanciati", costituiti da indicatori osserva-

bili con diversa frequenza (Aprigliano *et al*., 2021; Aprigliano, Ardizzi e Monteforte, 2019);

vi. *modelli strutturali* per prevedere i prezzi delle case, in cui si determina simultaneamente l'equilibrio tra domanda e offerta sul mercato delle abitazioni, su quello dei mutui alle famiglie e su quello dei prestiti alle imprese di costruzioni (Loberto e Zollino, 2016; Nobili e Zollino, 2017).

2. ...e dopo la pandemia

I problemi posti da shock di ampia portata alla previsione a breve termine sono apparentemente meno gravi e di più breve durata di quelli che si devono affrontare per disegnare scenari macroeconomici su orizzonti più lunghi. In primo luogo, la possibilità di fare ricorso a modelli in forma ridotta e a dati ad alta frequenza consente di utilizzare con maggiore immediatezza gli indicatori che si rendono disponibili e non pone vincoli all'informazione che si può sfruttare; inoltre, con il passare del tempo si amplia il numero di variabili che riflettono l'impatto economico di una crisi, rendendo così possibile estrarne una componente comune, che rifletta in modo affidabile la situazione congiunturale; infine, i modelli di previsione a breve termine vengono ristimati più frequentemente di quelli strutturali o semi-strutturali e quindi risentono meno dei problemi di non linearità.

Nonostante ciò, e riprendendo la metafora di Keynes, gli esperti di congiuntura e inflazione della Banca d'Italia non sono stati sottocoperta ad attendere che la tempesta passasse e che fosse possibile nuovamente utilizzare i modelli disponibili. Al contrario, si è intervenuti in misura ampia e incisiva lungo due direttrici: (i) l'**ampliamento delle fonti di dati, di natura amministrativa o da internet o attraverso indagini,** a cui attingere per i modelli previsivi e per l'analisi congiunturale; (ii) la **manutenzione dei modelli esistenti** e lo **sviluppo di nuovi**.

a. Nuovi dati, nuove opportunità

La domanda di nuove informazioni, più tempestive e a più alta frequenza, ha segnato un'accelerazione negli ultimi anni, ed è stata in parte soddisfatta con fonti di natura non convenzionale, stante anche la natura non convenzionale degli shock (Biancotti *et al*., 2021). Il requisito della tempestività è essenziale per chi deve assumere decisioni di policy, e notoriamente le stime ufficiali delle grandezze macroeconomiche scontano ritardi nella diffusione; fonti alternative di dati sono ancor più preziose quando le statistiche ufficiali non possono essere

prodotte, come sperimentato a causa della pandemia, che nelle fasi più acute ha ostacolato la raccolta di informazioni con i canali tradizionali.

Le crisi ci hanno inoltre confermato l'importanza di "guardare in filigrana", per quanto possibile, alle grandezze economiche: per fare alcuni esempi, si pensi alla ricomposizione dei consumi delle famiglie dai servizi ai beni durante il periodo pandemico; all'andamento divergente dei sottoindici della produzione industriale distinti per intensità energetica dei settori (Corsello, Flaccadoro e Villa, 2023); ai diversi *timing* e intensità con cui le componenti dell'inflazione sono salite a seguito della crisi energetica e successivamente tornate a normalizzarsi (Corsello e Tagliabracci, 2023; Neri *et al.*, 2023; Panetta, 2024) e alle sottostanti modifiche nella entità e frequenza di revisione dei prezzi da parte delle imprese[7] (Conflitti, 2023; Conflitti, 2024; Gautier *et al.*, 2024; Henkel *et al.*, 2023). Ciò richiede la disponibilità di fonti di dati connotate da elevata disaggregazione o a livello individuale (famiglia, impresa, ecc.), meno usuali nei set informativi dei previsori. La Banca d'Italia ha peraltro già una lunga tradizione nella conduzione di indagini con cui raccoglie informazioni essenziali per chi fa previsioni, in primis le aspettative sull'andamento dei fenomeni reali e dell'inflazione (Cecchetti *et al.*, 2021; Neri *et al.*, 2022; Signorini, 2022), ma le sfide recenti hanno ulteriormente accresciuto il "senso", la ratio di questa attività.

In Banca d'Italia ci si è mossi, e ci si continua a muovere, lungo tre dimensioni: utilizzo più esteso dei dati di indagine, ampliamento delle fonti di dati di natura amministrativa, sperimentazioni per la costruzione di indicatori macroeconomici basati su *Machine Learning*, *Big Data* e *Natural Language Processing*.

Sul fronte della **raccolta di informazioni tramite indagini**, oltre a uno sfruttamento più intensivo a fini congiunturali delle indagini trimestrali presso imprese (Indagine sulle aspettative di inflazione e crescita) e agenti immobiliari (Sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni), è stata avviata una nuova indagine congiunturale sulle famiglie (Indagine congiunturale sulle famiglie italiane), volta a colmare il vuoto informativo tra le diverse edizioni dell'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, che si svolge a cadenza biennale. La granularità

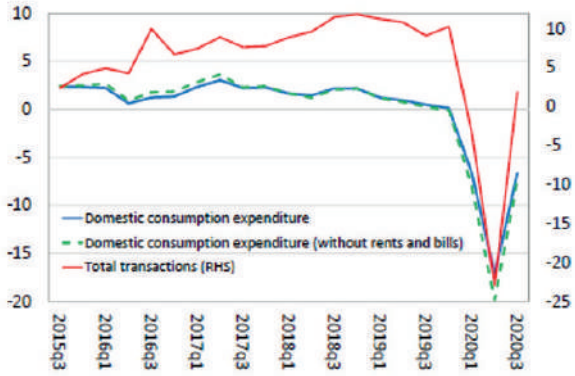
[7] Analisi basate sui microdati sottostanti l'indice dei prezzi al consumo – si potrebbe dire un uso non convenzionale di dati convenzionali – forniti dagli Istituti di statistica europei all'Eurosistema nell'ambito del progetto PRISMA https://www.ecb.europa.eu/pub/research-networks/html/researcher_prisma.en.html.

dei dati di indagine consente di cogliere eterogeneità altrimenti non rilevabili.

Circa le **nuove fonti di dati di natura amministrativa**, è stato esplorato con successo l'uso dei dati epidemiologici (Aprigliano, Borin *et al.*, 2021), delle transazioni con carta di credito (Emiliozzi, Rondinelli e Villa, 2023; si veda nella figura 2 il confronto con i consumi di contabilità nazionale), delle fatture elettroniche (utilizzate anche dal Centro Studi Confindustria (2024) per l'indicatore *Real Time Turnover*), delle transazioni di autoveicoli (Crispino e Loberto, 2024) e dei consumi di oli lubrificanti (Fruzzetti e Ropele, 2024); è stato ampio inoltre lo sforzo per colmare la carenza di informazioni sui servizi e in particolare sul turismo, un settore particolarmente colpito dalle restrizioni e dal timore del contagio in periodo di pandemia, attraverso lo sfruttamento dei dati sulle schede telefoniche estere rilevate sul territorio italiano (Carboni, Catalano e Doria, 2023; Della Corte, Doria e Oddo, 2023), sul numero di passeggeri sui voli aerei (Fruzzetti, 2024) e sulle transazioni con carta di credito per spese connesse al turismo (Crispino e Mariani, 2024).

Fig. 2

Figure 3: Year-on-year changes of domestic final consumption and total transactions.



Note: Our calculations from transaction data and Istat national accounts – nominal series.

Fonte: Emiliozzi, Rondinelli e Villa (2023).

Sulle **fonti di natura non convenzionale**, numerosi lavori hanno fatto leva su dati provenienti da internet. Quelli del portale Immobiliare.it sono stati impiegati per la costruzione di indicatori sull'andamento del mercato immobiliare (Loberto, Luciani e Pangallo, 2022; Guglielminetti, Loberto, Zevi e Zizza, 2023), quelli di fonte Airbnb per valutare l'impatto della pandemia sul mercato europeo degli affitti brevi (Guglielminetti, Loberto e Mistretta, 2023). I dati raccolti con *webscraping* dal Portale offerte sulle tariffe dell'energia elettrica e del gas sul mercato libero (Corsello e Palumbo, 2024; Palumbo e Laureti, 2024) si sono rivelati particolarmente preziosi per anticipare la dinamica delle corrispondenti voci del paniere Istat dell'indice dei prezzi, nella fase di aumento senza precedenti registrata a partire dalla metà del 2021. Il *webscraping* viene anche impiegato per anticipare le variazioni dei prezzi delle tariffe aeree. Importanti sviluppi hanno riguardato inoltre l'uso di dati testuali, che permette di catturare in tempo reale il *sentiment* e le aspettative degli agenti economici. Alcuni esempi sono la costruzione di indicatori ad alta frequenza di *economic policy uncertainty* e di *sentiment* di fonte Factiva per la previsione dell'attività economica e dell'inflazione (Aprigliano *et al.*, 2023; Marcucci, 2024)[8] e delle aspettative di inflazione a partire dai dati di twitter/X (Marcucci, 2024). Dati granulari e Big data sono stati infine impiegati in maniera integrata per la stima in tempo reale dell'impatto sulle esportazioni dell'alluvione in Toscana di fine 2023; in particolare sono stati sperimentalmente combinati i dati satellitari del programma europeo *Copernicus Emergency Management System* (CEMS) con dati amministrativi di impresa e di commercio estero di fonte Infocamere e Agenzia delle dogane (Giordano e Russo, 2023).

2.2 Una nuova, e più ampia, "cassetta degli attrezzi"

La difficoltà dei modelli disponibili nel tracciare correttamente l'attività economica nel corso della pandemia prima e della crisi energetica poi ha reso necessario rivedere in tempi rapidi gli strumenti già contenuti nella "cassetta degli attrezzi"[9] e contemporaneamente dotarsi di

[8] Sfruttando la stessa fonte, Branzoli e Marchetti (2024) calcolano un indice di fiducia nelle banche italiane.

[9] Estrapolando segnali dal contenuto informativo variabile nelle varie fasi cicliche, questi metodi comportano peraltro un costante monitoraggio dell'accuratezza previsiva e, all'occorrenza, la necessità di una ri-specificazione anche in "*normal times*". È inoltre consueto avvalersi di più modelli per prevedere la stessa grandezza macroeconomica, i cui risultati possono essere combinati sulla base dell'esperienza e del *judgement*.

strumenti nuovi, anche a più alta frequenza a fronte di un contesto in continua evoluzione per il diffondersi del contagio ovvero per l'acuirsi delle tensioni geopolitiche.

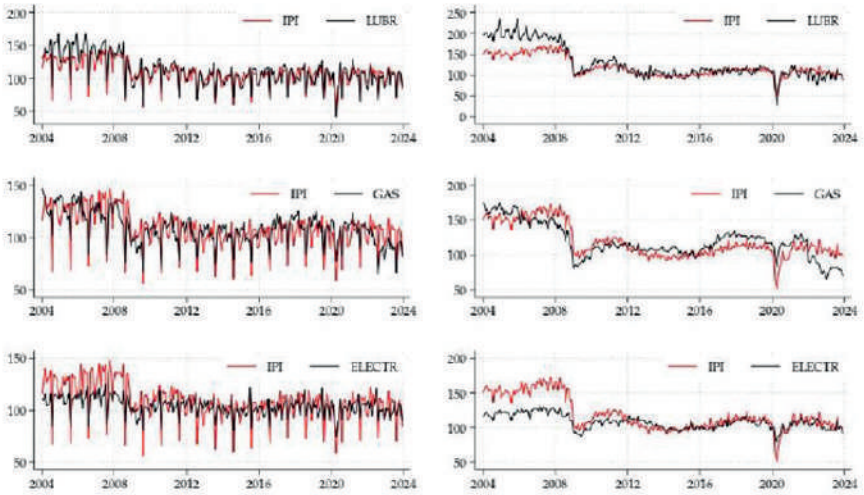
Sul fronte della revisione degli strumenti già a disposizione, particolare attenzione è stata rivolta all'indicatore coincidente dell'attività economica dell'area dell'euro €-coin, che ha la finalità di estrarre un segnale da una molteplicità di indicatori congiunturali rimuovendo le componenti erratiche e idiosincratiche. I modelli fattoriali su cui esso è basato tendono infatti tradizionalmente a prevedere con ritardo i punti di svolta, richiedendo che vi sia una pluralità di indicatori concordi nel segnalare l'avvenuta inversione ciclica. Aprigliano, Emiliozzi e Lippi (2022) documenta le modifiche realizzate, che hanno riguardato principalmente il campione di stima e la composizione del dataset dell'indicatore. Gli interventi hanno migliorato l'abilità di €-coin di cogliere sia il repentino peggioramento del quadro congiunturale nella prima metà del 2020 sia il rallentamento osservato nell'autunno dello stesso anno a causa della recrudescenza della pandemia, senza alterare la capacità di stimare con stabilità e precisione l'andamento di fondo della crescita del PIL dell'area anche in storia.

Dal lato dello sviluppo di strumenti ex-novo per anticipare gli andamenti dell'attività economica sono stati elaborati numerosi modelli che si caratterizzano sia per lo sfruttamento di informazioni non convenzionali, sia per la frequenza più elevata rispetto a quella trimestrale.

Aprigliano *et al*. (2023) utilizza le informazioni provenienti dalla stampa per prevedere l'attività economica in Italia. In particolare, nel lavoro si costruiscono due indicatori ad alta frequenza (giornaliera), uno di *sentiment* e uno di *economic policy uncertainty*, basati su dati testuali estratti da circa 1,5 milioni di articoli da quattro quotidiani nazionali, e impiegando un dizionario che tiene conto del contesto in cui vengono utilizzate le parole e della possibilità che alcune di esse cambino il significato della frase (da favorevole a sfavorevole o viceversa). La capacità predittiva di questi due indicatori rispetto alla crescita trimestrale del PIL viene valutata attraverso due esercizi previsivi, uno condotto utilizzando un approccio *Bayesian Model Averaging* a frequenza mensile, l'altro considerando questi indici in un modello settimanale; gli autori documentano guadagni significativi in termini di minore incertezza nel primo esercizio, soprattutto durante le fasi recessive, e di maggiore accuratezza nel secondo.

Fig. 3

Figure 1. Industrial production, energy and lubricant oil consumption



Notes: On the left-hand side column are reported not seasonally adjusted series while on the right-hand side seasonally and working days adjusted series. IPI is the index of industrial production, LUBR is the index of industrial lubricant consumption, GAS is the index of consumption of gas for industrial use and ELECTR is the index of electricity consumption.

Fonte: Fruzzetti e Ropele (2024).

In Aprigliano, Borin *et al.* (2021) le grandezze macroeconomiche che di prassi figurano nei modelli che anticipano l'evoluzione di breve termine del PIL italiano vengono corredate da dati epidemiologici e sulle misure di contenimento adottate in occasione dell'epidemia di Covid-19. In particolare si utilizza un modello a fattori dinamico con frequenza mista assieme a un modello epidemiologico molto sofisticato, il che consente sia di ottenere stime accurate durante la crisi sanitaria sia di formulare scenari di crescita economica basati su diverse traiettorie simulate dell'epidemia. I risultati mostrano che la capacità previsiva di tale modello è, nel periodo compreso tra agosto 2020 e marzo 2021, superiore rispetto a quella di un modello che non tiene conto esplicitamente di informazioni epidemiologiche.

Fruzzetti e Ropele (2024) analizzano invece il contributo dei consumi di oli lubrificanti al *nowcasting* dell'indice della produzione industriale italiana. Si tratta di prodotti di fondamentale importanza nelle lavorazioni industriali, poiché interposti fra le componenti meccaniche durante il loro movimento ne facilitano lo scorrimento, riducono l'attrito, dissipano il calore generato e le proteggono dall'usura. I dati sui consumi di oli lubrificanti, pubblicati mensilmente dal Ministero dell'ambiente e della sicurezza energetica, sono molto tempestivi, sono espressi in termini di quantità fisiche e pertanto non necessitano di essere deflazionati, e il loro andamento ha mantenuto, rispetto ai consumi di gas ed elettricità, una maggiore aderenza all'andamento della produzione industriale (si veda la figura 3). L'inclusione di questa variabile in alcuni modelli econometrici migliora l'accuratezza delle previsioni della variazione dell'indice della produzione industriale nel periodo 2021-23, mentre non ha un impatto significativo nel triennio 2017-19.

Marcucci (2024) costruisce infine indicatori di *sentiment* derivati da articoli in inglese di Reuters sull'Italia e da due quotidiani italiani per prevedere la produzione industriale, la disoccupazione e l'inflazione nel nostro paese, e mostra che la loro inclusione migliora la performance predittiva rispetto ai modelli tradizionali, specialmente su orizzonti di previsione più lunghi (ad esempio, a 12 mesi) e negli ultimi due anni del campione (2022-23), caratterizzati da una elevata incertezza.

Tre i lavori che propongono strumenti a frequenza settimanale:

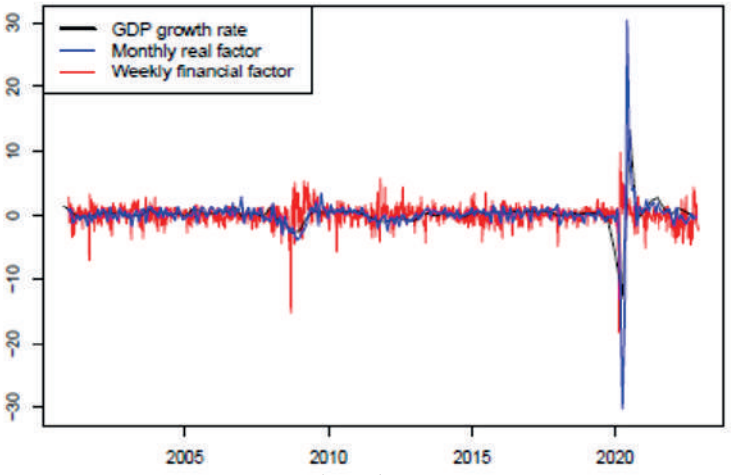
1. Delle Monache, Emiliozzi e Nobili (2021) costruisce l'*Italian Weekly Economic Index* (ITWEI), dato dalla componente principale di una dozzina di serie a frequenza mista, tra cui i consumi elettrici e di gas, la spesa tramite POS e quella rilevata da Confcommercio, i PMI, le ore di Cassa integrazione guadagni. Questo strumento si è rivelato particolarmente efficace nel tracciare l'andamento del PIL durante il periodo pandemico;
2. Ceci e Silvestrini (2023) sfrutta il contenuto informativo di oltre 130 variabili finanziarie, disponibili a frequenza settimanale, per il *nowcasting* delle fasi di espansione e di recessione del ciclo economico italiano. I dati finanziari, incorporando le aspettative degli operatori sulle prospettive di crescita, sono tradizionalmente considerati indicatori anticipatori dell'attività economica, con il vantaggio rispetto ad altre variabili di essere disponibili in *real-time* e di non essere soggetti a revisioni. Il lavoro prevede la probabilità di recessione attraverso dei modelli probit setti-

manali in cui le variabili finanziarie vengono selezionate sulla base di criteri statistici, ovvero sintetizzate in pochi fattori latenti. Queste specificazioni hanno consentito di ottenere previsioni particolarmente accurate nel corso nel 2020, l'anno più segnato dalla pandemia, e nel complesso comparabili a quelle ottenute da modelli che impiegano esclusivamente variabili reali. Inoltre gli indicatori finanziari utilizzati in questo lavoro possono essere facilmente aggiornati non appena si rendono disponibili nuovi dati su base settimanale, fornendo così stime anticipate affidabili del ciclo economico italiano;

3. Ceci, Prifti e Silvestrini (2024) sfrutta sempre il contenuto informativo di oltre 100 variabili finanziarie, in aggiunta a quello fornito da un altrettanto ampio insieme di serie storiche macroeconomiche, per il *nowcasting* del tasso di crescita trimestrale del PIL italiano. Si valuta in particolare l'abilità predittiva dei modelli MIDAS (*Mixed Data Sampling*) in cui le variabili esplicative sono fattori ottenuti da dati mensili e settimanali (si veda la figura 4); tali modelli consentono di ottenere previsioni accurate per l'intero trimestre in corso, con un contributo dei dati finanziari particolarmente rilevante nel primo mese, quando la disponibilità di dati macroeconomici è limitata alle indagini sui climi di fiducia e alle attese delle imprese.

Fig. 4

Figure 4: Factors and GDP growth



Fonte: Ceci, Prifti e Silvestrini (2024).

Vi sono poi alcuni lavori che si focalizzano su specifiche componenti dal lato della domanda. Crispino e Loberto (2024) sfrutta un dataset di microdati fornito dal Ministero delle infrastrutture e dei trasporti relativo alle transazioni di autoveicoli (automobili e veicoli commerciali, sia nuovi sia usati) effettuate da persone giuridiche allo scopo di sviluppare indicatori coincidenti della spesa di Contabilità Nazionale per investimenti in beni strumentali (impianti, macchinari e armamenti). Questi investimenti sono una delle principali determinanti del ciclo economico e rappresentano oltre un terzo degli investimenti fissi lordi totali in Italia, di cui quelli in mezzi di trasporto costituiscono una delle componenti più volatili. Si mostra che il numero totale di acquisti di autoveicoli effettuato da persone giuridiche (che include le immatricolazioni di nuovi autoveicoli e gli acquisti di autoveicoli usati dal settore delle famiglie) fornisce un segnale tempestivo ed accurato delle principali tendenze della spesa per investimenti in beni strumentali, con una capacità predittiva superiore a quella degli indici di fiducia delle imprese.

Fruzzetti (2024) propone un modello per prevedere la spesa trimestrale in ristoranti e alloggi, la categoria di consumi più collegata agli andamenti turistici, sulla base delle seguenti variabili: clima di fiducia delle imprese del turismo di fonte Istat, dati sul traffico autostradale di autoveicoli di fonte Aspi, spesa in ristoranti e alloggi rilevata dalle indagini di Confcommercio, numero di passeggeri sui voli aerei di fonte Assoaeroporti e di notti in hotel di fonte Istat. Il modello - un VAR di tipo bayesiano con filtro di Kalman - consente di anticipare accuratamente l'andamento della spesa negli anni più recenti. Sempre sull'andamento del settore turistico, Crispino e Mariani (2023) propone una metodologia per il *nowcasting* delle presenze turistiche basata sull'utilizzo di dati sui pagamenti con carte di credito e di indicatori derivati dalle ricerche su Google e ne fornisce un'applicazione a livello nazionale e su due regioni italiane (Veneto e Puglia), anticipando di alcuni mesi l'uscita del dato ufficiale. Mentre gli indicatori basati sui pagamenti con carte di credito risultano altamente informativi per prevedere i volumi turistici a livello nazionale, la capacità predittiva degli indici derivati dalle ricerche su Google è generalmente più modesta, ma più pronunciata per il Veneto, plausibilmente per via della maggiore quota di stranieri – che più spesso raccolgono informazioni attraverso il web – tra i turisti che visitano tale regione.

Sul fronte dell'anticipazione della dinamica dei prezzi, Marcucci (2024) propone, come già detto, modelli di previsione dell'inflazione

italiana basata su indicatori di *sentiment* e, sulla base di circa 23 milioni di *tweets* di Twitter (poi diventato X) nel periodo 2013-23, costruisce misure delle aspettative di inflazione delle famiglie italiane che risultano fortemente correlate con quelle mensili desunte dalle indagini dell'Istat e con quelle giornaliere basate sugli *inflation swap*, confermando al periodo più recente le evidenze documentate in Angelico *et al.* (2022). Corsello e Palumbo (2024) illustra una procedura per il *nowcast* dei prezzi del gas e dell'elettricità per i mercati non regolamentati in Italia, basata sulla raccolta di dati tramite *webscraping* delle offerte presenti sul Portale messo a disposizione dall'Autorità di Regolazione per Energia Reti e Ambiente (ARERA). Questo approccio, che replica con alcune semplificazioni la metodologia adottata dall'Istat per la produzione delle sottocomponenti dell'indice ufficiale dei prezzi al consumo, ha fornito previsioni affidabili per tutto il 2023, in una fase in cui era particolarmente cruciale, ma anche arduo, monitorare l'inflazione energetica. Palumbo e Laureti (2024), tramite la stessa tecnica, studia l'impatto che la metodologia e soprattutto la tempistica della rilevazione hanno sulla stima delle variazioni mensili degli indici dei prezzi, individuando in questo modo l'ampiezza dell'incertezza delle stime. Sempre impiegando dati raccolti giornalmente dalla rete, Palumbo *et al.* (2024) mostra che, almeno per alcuni beni alimentari, a seguito degli shock di offerta sui prezzi energetici e sulle *commodities* alimentari nel 2021-22, sono cresciuti soprattutto i prezzi degli articoli più economici per ciascuna categoria. L'impatto distributivo, che richiede maggiore analisi, è potenzialmente molto significativo e può incidere in prospettiva anche sulle previsioni. Infine, Aprigliano e Corsello (2024) propone per l'Italia e per l'area dell'euro un indicatore (UCI: *Underlying Composite Inflation*) in grado di cogliere il segnale "di fondo" dell'inflazione, ovvero al netto di fattori transitori, che sono stati particolarmente accentuati negli ultimi anni; l'indicatore è stimato tramite un modello fattoriale dinamico generalizzato applicato a un dataset finemente disaggregato del paniere di inflazione al consumo.

Going forward. Agenda 2025 and beyond

Le crisi che abbiamo attraversato – e purtroppo ancora non affatto superato – ci hanno dato la conferma che il mondo è più complesso di quanto rappresentato dai nostri modelli. L'allora Governatore Visco quasi 10 anni fa argomentava in merito che "*I modelli degli economisti spesso sembrano dipingere la crescita economica come un processo equilibrato*

e lineare, ma la realtà non è regolare, come agli stessi economisti non sfugge" (Visco, 2014). Questo argomento appare ancor più valido oggi, alla luce degli eventi che hanno sconvolto le nostre economie: si pensi solo alla perdita di slancio del processo di globalizzazione, e anzi all'emergere di elementi di frammentazione del sistema economico mondiale in risposta alle tensioni internazionali e alle politiche di sussidi introdotte da molti paesi (Signorini, 2023).

Le tecniche di previsione degli aggregati macroeconomici rappresentano non a caso un cantiere sempre aperto, con operazioni di manutenzione ordinaria o straordinaria a seconda dell'entità degli shock a cui l'economia è sottoposta. Nuovi modelli sostituiscono o affiancano quelli pre-esistenti, sfruttando fonti alternative di dati o tecniche econometriche più alla frontiera; in circostanze eccezionali le istituzioni fanno ricorso a *review* a cura di esperti terzi e indipendenti, da ultima quella affidata nel 2023 a Bernanke (2024) dalla Bank of England. Anche quello della produzione di indicatori a supporto dell'analisi congiunturale e previsiva è un cantiere sempre aperto. All'impegno degli Istituti di statistica per rendere più efficiente e tempestiva la diffusione di statistiche ufficiali, minimizzando l'onere statistico su famiglie e imprese, si affiancano le esperienze di altre istituzioni e perfino di singoli ricercatori, che con sempre maggiore frequenza costruiscono in autonomia propri indicatori mediante lo sfruttamento di dati granulari e Big data; guardando alla stretta attualità, è stato possibile monitorare in tempo reale l'impatto economico delle inondazioni nella regione di Valencia grazie all'evoluzione dei pagamenti elettronici (BBVA Research, 2024).

Infine, per chi fa questo mestiere è ormai impossibile non confrontarsi con le opportunità offerte dall'intelligenza artificiale, citata dalla BRI (2024) come tecnologia che le banche centrali possono sfruttare per il miglioramento del *nowcasting*. L'intelligenza artificiale si può infatti rivelare più efficace rispetto ai metodi tradizionali nel cogliere gli andamenti dei dati, soprattutto in presenza di non-linearità, che stanno assumendo un ruolo crescente a fronte di shock sempre più frequenti e nel consentire un'analisi in tempo reale degli indicatori economici, fattore cruciale per prendere decisioni di policy più tempestive (Cipollone, 2024).

Bibliografia

Accetturo A., E. Olivieri e F. Renzi (2024) "Incentives for dwelling renovations: evidence from a large fiscal programme", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 860

Angelico C., J. Marcucci, M. Miccoli e F. Quarta (2022) "Can we measure inflation expectations using Twitter?", Journal of Econometrics, 228 (2), 259-277

Aprigliano V. (2020) "A large Bayesian VAR with a block-specific shrinkage: A forecasting application for Italian industrial production", Journal of Forecasting, 39 (8), 1291-1304

Aprigliano V., G. Ardizzi, A. Cassetta, A. Cavallero, S. Emiliozzi, A. Gambini, N. Renzi e R. Zizza (2021) "Exploiting payments to track Italian economic activity: the experience at Banca d'Italia", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 609

Aprigliano V., G. Ardizzi e L. Monteforte (2019) "Using Payment System Data to Forecast Economic Activity", International Journal of Central Banking, 15 (4), 55-80

Aprigliano V. e L. Bencivelli (2013) "Ita-coin: un nuovo indicatore coincidente per l'economia italiana", Temi di discussione, Banca d'Italia, 935

Aprigliano, V., A. Borin, F.P. Conteduca, S. Emiliozzi, M. Flaccadoro, S. Marchetti e S. Villa (2021) "Forecasting Italian GDP growth with epidemiological data", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 664

Aprigliano V. e F. Corsello (2024) "Underlying Composite Inflation (UCI): a novel indicator to track inflation developments", Banca d'Italia, manoscritto

Aprigliano V., S. Emiliozzi, G. Guaitoli, A. Luciani, J. Marcucci e L. Monteforte (2023) "The power of text-based indicators in forecasting Italian economic activity", International Journal of Forecasting, 39 (2), 791-808

Aprigliano V., S. Emiliozzi e M. Lippi (2022) "Tracking economic growth in real time during the pandemic: a rationale for a revi-

sion of €-coin", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 703

Baffigi A., R. Golinelli e G. Parigi (2004) "Bridge models to forecast the euro area GDP", International Journal of Forecasting, 20 (3), 447-460

Banca d'Italia (1986) "Modello trimestrale dell'economia italiana", Temi di discussione, Banca d'Italia, 80

BBVA Research (2024) "DANA: Seguimiento en tiempo real del impacto económico", indirizzo web

Bencivelli L., M. Marcellino e G. Moretti (2017) "Forecasting economic activity by Bayesian bridge model averaging", Empirical Economics, 53 (1), 21-40

Bernanke B. (2024) "Forecasting for monetary policy making and communication at the Bank of England: a review"

Biancotti C., A. Rosolia, G. Veronese, R. Kirchner e F. Mouriaux (2021) "Covid-19 and official statistics: a wakeup call?", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 605

Bodo G., E. Giovannini e M.G. Piras (2000) "La previsione a breve termine dell'indice di produzione industriale nei principali paesi europei: un modello con legami internazionali", Rivista di Politica Economica, Anno XC, Serie III, Fascicolo III, 23-74

Bodo G. e L.F. Signorini (1987) "Short-term forecasting of the industrial production index", International Journal of Forecasting, 3 (2), 245-259

Branzoli N. e S. Marchetti (2024) "Newspapers' tone towards banks and the behavior of retail depositors", Banca d'Italia, manoscritto

BRI (2024) "BIS Annual Economic Report", 25 giugno 2024

Bulligan G., F. Busetti, M. Caivano, P. Cova, D. Fantino, A Locarno e L. Rodano (2017) "The Bank of Italy econometric model: an update of the main equations and model elasticities", Temi di discussione, Banca d'Italia, 1130

Carboni A., C. Catalano e C. Doria (2023) "How can Big Data improve the quality of tourism statistics? The Bank of Italy's experience

in compiling the "travel" item in the Balance of Payment", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 761

Cecchetti S., D. Fantino, A. Notarpietro, M. Riggi, A. Tagliabracci, A. Tiseno e R. Zizza (2021) "Inflation expectations in the euro area: indicators, analyses and models used at Banca d'Italia" Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 612

Ceci D. e A. Silvestrini (2023) "Nowcasting the state of the Italian economy: The role of financial markets", Journal of Forecasting, 42 (7), 1569-1593

Ceci D., O. Prifti e A. Silvestrini (2024) "Nowcasting Italian GDP growth: a Factor MIDAS approach", Temi di discussione, Banca d'Italia, 1446

Centro Studi Confindustria (2024) "RTT Index: un nuovo indicatore "real time" di attività basato sul fatturato", Nota metodologica

Cipollone P. (2024) "Intelligenza artificiale: la prospettiva della banca centrale", Conferenza Nazionale di Statistica "La statistica ufficiale nel tempo dell'Intelligenza Artificiale", Roma, 4 luglio 2024

Conflitti C. (2023) "Price setting in Italy: evidence from PRISMA micro-data up to 2022", Banca d'Italia, manoscritto

Conflitti C. (2024) "Micro-data evidence on price setting in Italy in a high inflation period: more frequent increases, not larger ones", Banca d'Italia, manoscritto

Corsello F. e V. Ercolani (2024) "The role of Superbonus in the recent growth of Italian construction costs", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, di prossima pubblicazione

Corsello F., M. Flaccadoro e S. Villa (2023) "Quantity versus price dynamics: the role of energy and bottlenecks in the Italian industrial sector", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 781

Corsello F., M. Gomellini e D. Pellegrino (2023) "Inflation and energy price shocks: lessons from the 1970s", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 790

Corsello F. e L. Palumbo (2024) "Nowcasting Italian electricity and gas consumer inflation via webscraping", Banca d'Italia, manoscritto

Corsello F. e M. Riggi (2023) "Inflation is not equal for all: the heterogeneous effects of energy shocks", Temi di discussione, Banca d'Italia, 1429

Corsello F. e A. Tagliabracci (2023) "Assessing the pass-through of energy prices to inflation in the euro area", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 745

Crispino M. e M. Loberto (2024) "Tracking capital goods expenditure with administrative microdata", Banca d'Italia, manoscritto

Crispino M. e V. Mariani (2023) "A tool to nowcast tourist overnight stays with payment data and complementary indicators", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 746

Curci N., M. Savegnago, G. Zevi e R. Zizza (2022) "The redistributive effects of inflation: a microsimulation analysis for Italy", Questioni di economia e finanza, Banca d'Italia, 738

Della Corte V., C. Doria e G. Oddo (2023) "The impact of Covid-19 on international tourism flows to Italy: evidence from mobile phone data", The World Economy, 46 (5), 1378-1407

Delle Monache D., S. Emiliozzi e A. Nobili (2021) "Tracking Economic Growth during the Covid-19: A Weekly Indicator for Italy", Note Covid-19, Banca d'Italia, gennaio

Emiliozzi S., E. Guglielminetti e M. Loberto (2018) "Forecasting house prices in Italy", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 463

Emiliozzi S., C. Rondinelli e S. Villa (2023) "Consumption during the Covid-19 pandemic: evidence from Italian credit cards", Questioni di Economia e Finanza, Banca d'Italia, 769

Ercolani V., E. Guglielminetti e C. Rondinelli (2021) "Fears for the future: Saving dynamics after the Covid-19 outbreak", Note Covid-19, Banca d'Italia, giugno

Fruzzetti M. (2024) "Nowcasting tourism-related consumption in Italy", Banca d'Italia, manoscritto

Fruzzetti M. e T. Ropele (2024) "Il nowcasting della produzione industriale italiana: il ruolo predittivo degli oli lubrificanti", Banca d'Italia, Questioni di Economia e Finanza, 866

Gautier E., C. Conflitti, R. Faber, B. Fabo, L. Fadejeva, V. Jouvanceau, J.-O. Menz, T. Messner, P. Petroulas, P. Roldan-Blanco, F. Rumler, S. Santoro, E. Wieland e H. Zimmer (2024) "New Facts on Consumer Price Rigidity in the Euro Area", American Economic Journal: Macroeconomics, 16 (4), 386-431

Giordano C. e R. Russo (2023) "Una stima preliminare dell'impatto diretto delle alluvioni in Toscana sulle esportazioni italiane di beni nel 2023Q4", Banca d'Italia, manoscritto

Guglielminetti E., M. Loberto e A. Mistretta (2023) "The impact of Covid-19 on the European short-term rental market", Empirica, 50, 585–562

Guglielminetti E., M. Loberto, G. Zevi e R. Zizza (2023) "How Work from Home Changes Housing Demand: Evidence from Online Search", AEA Papers and Proceedings, American Economic Association, 113, 609-613

Henkel L., E. Wieland, A. Błażejowska, C. Conflitti, B. Fabo, L. Fadejeva, J. Jonckheere, P. Karadi, P. Macias, J.-O. Menz, P. Seiler e K. Szafranek (2023) "Price setting during the coronavirus (COVID-19) pandemic", Occasional Paper Series, Banca centrale europea, 324

IRC Trade Expert Network (2024) "Navigating a fragmenting trading system: some lessons for central banks", di prossima pubblicazione

Keynes J.M. (1923) A Tract on Monetary Reform, Cosimo Classics

Loberto M., A. Luciani e M. Pangallo (2022) "What Do Online Listings Tell Us about the Housing Market?", International Journal of Central Banking, 18 (4), 1-52

Loberto M. e F. Zollino (2016) "Housing and credit markets in Italy in times of crisis", Temi di discussione, Banca d'Italia, 1087

Locarno A. e R. Zizza (2020) "Previsioni ai tempi del coronavirus", Note Covid-19, Banca d'Italia, maggio

Marchetti D.J. e G. Parigi (2000) "Energy consumption, survey data and the prediction of industrial production in Italy: a comparison and combination of different models", Journal of Forecasting, 19, 419-440

Marcucci J. (2024) "Macroeconomic Forecasting with Text-Based Data", Banca d'Italia, manoscritto

Neri, S., G. Bulligan, S. Cecchetti, F. Corsello, A. Papetti, M. Riggi, C. Rondinelli e A. Tagliabracci (2022) "On the anchoring of inflation expectations in the euro area", Questioni di economia e finanza, Banca d'Italia, 712

Neri S., F. Busetti, C. Conflitti, F. Corsello, D. Delle Monache e A. Tagliabracci (2023) "Energy price shocks and inflation in the euro area", Questioni di economia e finanza, Banca d'Italia, 792

Nobili A. e F. Zollino (2017) "A structural model for the housing and credit market in Italy, Journal of Housing Economics, 36, 73-87

Palumbo L. e T. Laureti (2024) "Finding the Goldilocks data collection frequency for the Consumer Price Index", Banca d'Italia, manoscritto

Palumbo L., T. Laureti, I. Benedetti e F. Crescenzi (2024) "Assessing food affordability in Italy: A spatial-temporal analysis using web-scraped data", Banca d'Italia, manoscritto

Panetta F. (2024) "Monetary policy after a perfect storm: festina lente", 3rd Bank of Finland International Monetary Policy Conference on 'Monetary Policy in Low and High Inflation Environments, Helsinki', 26 June

Ropele T. e S. Villa (2024) "On the use of PMIs for business cycle analysis: evidence on the euro area and its main countries", Banca d'Italia, manoscritto

Signorini L.F. (2022) "17th Meeting of the Ottawa Group. Opening speech", Rome, 7 June

Signorini L.F. (2023) "Globalizzazione e frammentazione", Incontro "Geopolitica, geodemografia e il mondo di domani", Polo Universitario delle Scienze Sociali, Firenze, 5 aprile 2023

Visco I. (2009) "La crisi finanziaria e le previsioni degli economisti", Bancaria, 3, 3-22

Visco I. (2014) "Perché i tempi stanno cambiando", Letture del Mulino, Bologna, 18 ottobre

La previsione a breve termine dell'indice di produzione industriale nei principali paesi europei: un modello con legami internazionali[1]

Giorgio Bodo - Enrico Giovannini - Maria Giovanna Piras[2]
FIAT, Torino ISTAT, Roma

The main purpose of this paper is to present a small econometric model useful to derive a short term forecast of industrial production in the main European countries (Germany, France, ltaly and United Kingdom). lntemational linkages among expectations of industrial entreprises are used as a key factor of the dynamics of the model.

We find a broad homogeneity in the national models' structures, which is coherent with the theory_used to build the models. In each national model, expectations on future demand are based on the dynamics of the expectations formed in other countries. The result comfirms the dependence of the European business cycle on the American economy and the relevance of an international transmission operating through the expectations channel.

The relevance of the interest rate variable in the effective demand equation and the presence of an extrapolative component in the demand expectation, show a specific channel of international transmission of a monetary impulse originated in a single country; indeed an interest rate in a single country affects the production in other countries through demand and production forecasts change and effective demand movements. A feed back effect is also discovered for the country where the shock was originated. The internationa spill over of the monetary shocks are crucially affected by the expectations formation process. [Cod. JEL: E37)

[1] Nota degli editori. Il testo è una ristampa dell'articolo pubblicato con lo stesso titolo in Rivista di Politica Economica, Anno XC, Serie III, anno 2000

[2] Giorgio Bodo è Direttore degli Affari Finanziari; Enrico Giovannini è Direttore Centrale delle Statistiche su Istituzioni e Imprese e Maria Giovanna Piras è Ricercatrice delle Statistiche su Istituzioni e Imprese.

Avvertenza, i numeri nelle parentesi quadre si riferiscono alla Bibliografia alla fine del testo.

1.Introduzione[3]

La tematica della stima anticipata di variabili economiche è stata affrontata da diversi punti di vista, utilizzando tecniche statistiche ed econometriche di varia complessità, che vanno dai modelli *ARIMA* univariati ai modelli *VAR,* da singole funzioni di trasferimento con indicatori di riferimento a complessi modelli econometrici, da modelli di tipo estrapolativo a reti neurali. Con riferimento all'esperienza italiana, l'attenzione si è concentrata prevalentemente sulla previsione della produzione industriale[4], ma non sono mancati esempi di stima anticipata di altri indicatori congiunturali presi singolarmente, ad esempio i prezzi alla produzione (D'Elia [9 *bis]),* di insiemi articolati di indicatori mensili (Giovannini, [17] e [18]) o delle principali variabili macroeconomiche definite all'interno del Sistema dei Conti Nazionali[5]. In generale, nei lavori citati, anche in quelli che utilizzano modelli relativamente complessi, l'analisi del legame che si viene a stabilire tra la dinamica del sistema economico nazionale e quella dei mercati esteri è stata sostanzialmente tralasciata[6].

Tale semplificazione, seppure giustificata dalla necessità di mantenere limitata la dimensione dei modelli, appare sempre meno accettabile, in quanto, come dimostra anche la recente evoluzione congiunturale delle economie europee, i comportamenti degli agenti operanti in aree geografiche strettamente integrate divengono sempre più interrelati. Tali collegamenti, peraltro, sembrano costituiti non solo dai "classici" canali di trasmissione macroeconomica (domanda estera, tassi d'interesse, competitività, ecc.), ma anche da legami che si vengono a

[3] Nonostante questo lavoro sia frutto di una comune collaborazione, Giorgio Bodo ha maggiormente curato i paragrafi 4 e 5, Enrico Giovannini il paragrafo 3, M. Giovanna Piras il paragrafo 2.

[4] V. Bodo G. *et* A$_{L.}$ [3] e (4). GIOVANNINI E. [15], Booo G. *et* A$_{L.}$ [5], GENNARI P. *et* A$_{L.}$ [13), GENNARJ P. [11].

[4] V. GIOVANNINI E. [16], PARIGI G. *et* A$_{L.}$ [22], BRUNO G. *et* A$_{L.}$ [6].

[6] Solo in CARLUCCI F. [7] tale problematica è parzialmente affrontata.

stabilire tra le aspettative degli operatori, al punto che, a partire dalla crisi del biennio 1992-1993, tale fattore ha assunto un rilievo crescente nelle analisi degli economisti.

In realtà, la letteratura economica aveva messo in luce da tempo (si pensi alle analisi di Katona degli anni '50) l'importanza del clima d'opinione nelle decisioni degli operatori, ma la ricerca applicata si era concentrata, soprattutto a partire dalla metà degli anni '70, sullo studio delle aspettative (in particolare d'inflazione), sulla loro natura e sulle implicazioni dell'ipotesi di razionalità per la modellistica econometrica. Solo negli ultimi anni, i modelli econometrici di medie e grandi dimensioni hanno cercato di inserire al proprio interno meccanismi endogeni di formazione delle aspettative, ricorrendo, per la misurazione di queste ultime, agli indicatori di natura qualitativa tratti dalle inchieste congiunturali (*business surveys)*[7].

Il presente lavoro intende fornire un contributo allo studio di tali problematiche, ponendosi l'obiettivo della previsione a breve termine dell'indice della produzione industriale nei principali paesi europei in un quadro più ampio di quello considerato nei lavori citati in precedenza, tenendo in esplicito conto i legami internazionali che si vengono a stabilire tra le diverse industrie attraverso movimenti sia della domanda effettiva, sia delle aspettative degli operatori. L'analisi si concentra sui quattro principali paesi europei (Germania, Francia, Italia e Regno Unito), mentre l'evoluzione dell'economia statunitense viene assunta esogena.

Visto l'obiettivo tipicamente previsionale del lavoro, nella prima parte si esaminano le caratteristiche delle serie mensili della produzione industriale relative ai vari paesi, costruendo altresì modelli ARIMA univariati ed utilizzandoli a fini previsivi, con un orizzonte di brevissimo termine. Si procede poi alla costruzione di modelli a fun-

[7] v., ad esempio, il modello econometrico della Banca d'Italia per il blocco prezzi-salari, BANCA D1TALIA [1].

zione di trasferimento che utilizzano come variabili esogene gli indicatori qualitativi elaborati dall'Eurostat rappresentativi delle aspettative degli imprenditori europei ed il numero di giorni lavorativi. Le *performance* previsive delle diverse categorie di modelli sono poi messe a confronto per vari orizzonti temporali.

Nella seconda parte del lavoro si utilizza un'ottica più ampia, procedendo dapprima alla specificazione e quindi alla stima di piccoli modelli nazionali, in ognuno dei quali compaiono equazioni stocastiche relative agli ordinativi effettivi, alle scorte di prodotti finiti, alle aspettative di domanda, ai piani di produzione ed alla produzione realizzata. Successivamente la capacità previsiva dei modelli viene verificala attraverso alcuni esercizi svolti impiegando sia i singoli modelli nazionali, sia l'insieme dei modelli. Infine, allo scopo di valutare dal punto di vista economico le interazioni esistenti tra le economie europee, si riportano i risultati di alcune simulazioni del complesso dei modelli condotte nell'ipotesi di variazioni dei tassi d'interesse nazionali.

2.La stima anticipata della produzione industriale nei principali paesi europei

2.1 I modelli univariati

Per chi è abituato all'analisi della serie storica della produzione industriale italiana a cadenza mensile, l'esame degli analoghi indici per i principali paesi industrializzati può destare una certa sorpresa per l'eterogeneità delle dinamiche stagionali in essi presenti. Osservando i grafici 1a)-1f), infatti, si nota immediatamente l'esistenza di tre diverse tipologie di paesi: 1) Germania e Regno Unito, nei quali la stagionalità assume notevole rilievo ed appare caratterizzare diversi mesi dell'anno; 2) Italia e Francia, nei quali si presentano le tipiche "gole" di agosto, che dominano nettamente l'evoluzione infrannuale delle serie; 3) Stati Uniti e Giappone, nei quali la componente stagionale, pur presente, non appare dominante rispetto alle componenti tendenziali o cicliche.

In termini di coefficiente di variazione (tav. 1) le differenze tra i paesi appaiono di un certo rilievo. In tutti i periodi considerati, il coefficiente di variazione della produzione italiana appare di gran lunga superiore a quella degli altri paesi, mentre la serie statunitense risulta, in generale, quella meno affetta da variabilità. In termini di correlazione (tav. 2), per il periodo 1980-1995 appare evidente la maggiore somiglianza tra le serie della Francia e dell'Italia, così come tra quelle della Germania e del Giappone e in misura minore, tra quelle della Germania e del Regno Unito e quelle degli Stati Uniti e del Giappone. L'analisi della correlazione per il periodo 1987-1995 conferma in parte i risultati ottenuti sull'intero orizzonte temporale ad eccezione della serie del Regno Unito, che appare maggiormente correlata con quella della Francia; la serie degli Stati Uniti mostra un'elevata correlazione con il Giappone e il Regno Unito, una rilevante con la Germania, mentre più limitata è la correlazione con Francia e Italia.

Per la costruzione di modelli *ARIMA* univariati per le serie della produzione industriale dei quattro paesi europei considerati si è deciso di operare sulle serie corrette per i giorni lavorativi, in analogia a quanto effettuato in altre analisi di questo tipo[8]. La tavola 3 mostra i modelli *ARIMA* stimati sull'orizzonte temporale 1987.01-1995.12.

In generale, si sono sperimentate due tipologie di modelli: la prima utilizza una struttura con differenze prime e dodicesime, la seconda una struttura con sole differenze dodicesime[9]. In tre casi su quattro (Italia, Francia e Germania) la doppia differenza consente di ridurre maggiormente la varianza della serie originaria (rispettivamente del 96%, 94,8% e 85,8%), mentre per il Regno Unito la riduzione più consistente si ottiene con la semplice differenza dodicesima (73,4% contro 68,6% in meno rispetto alla varianza della serie originaria).

[8] Su tale argomento torneremo successivamente, discutendo dei fondamenti dell'operazione di correzione per giornate lavorative.

[9] I risultati riportati nella tavola 3 si riferiscono a serie non trasformate mediante logaritmi. L'uso di tale trasformazione non ha portato a significativi miglioramenti dei risultati.

TAV. 1 COEFFICIENTE DI VARIAZIONE DELLE SERIE DI PRODUZIONE INDUSTRIALE (DATI MENSILI RETTIFICATI PER IL NUMERO DI GIORNI LAVORATIVI)

	1980-1995	1980-1986	1987-1995	1987-1990	1990-1995
Francia	0,011	0,106	0,096	0,102	0,088
Germania	0,105	0,068	0,075	0,078	0,062
Giappone	0,149	0,085	0,077	0,090	0,064
Italia	0,187	0,173	0,171	0,170	0,168
Regno Unito	0,110	0,079	0,069	0,065	0,069
Stati Uniti	0,120	0,063	0,065	0,031	0,062

TAV.2 MATRICE DI CORRELAZIONE DELLE SERIE DI PRODUZIONE INDUSTRIALE (DATI MENSILI RETTIFICATI PER IL NUMERO DI GIORNI LAVORATIVI) PERIODO 80.01-95.12

	Francia	Germania	Giappone	Italia	Regno Unito
Francia	1,00				
Germania	0,72	1,00			
Giappone	0,55	0,87	1,00		
Italia	0,92	0,64	0,49	1,00	
Regno Unito	0,73	0,85	0,80	0,63	1,00
Stati Uniti	0,45	0,73	0,83	0,37	0,80

Come si può notare dalla tavola 3, la struttura dei modelli è abbastanza simile per tutti i paesi considerati. In particolare, per i modelli che utilizzano una doppia differenza, si è inserito un termine a media mobile al primo ritardo e un altro (in forma moltiplicativa) al dodicesimo; dove è stato necessario si sono inseriti ulteriori termini a media mobile, al secondo e al terzo ritardo. Per il Regno Unito e l'Italia i modelli presentano una maggiore complessità della componente stagionale, che include un termine aggiuntivo a media mobile a ritardo ventiquattro.

Nei modelli basati sulla sola differenza dodicesima sono presenti strutture autoregressive di primo, secondo e, talvolta, di terzo ordine, insieme con termini a media mobile di natura stagionale (anche in questo caso, per Regno Unito e Italia sia a ritardo dodici, sia a ritardo ventiquattro). In termini di varianza residua, le due tipologie di modelli tendono ad equivalersi, ma il test di Ljung-Box (condotto su 24 ritardi) segnala talvolta presenza di autocorrelazione nei residui, con risultati migliori per i modelli a doppia differenziazione. Nello stesso senso va anche l'analisi dei coefficienti stimati la cui somma, nel caso dei modelli con una sola differenziazione, è molto vicina all'unità.

Sulla base dei modelli riportati nella tavola 3 sono state derivate previsioni ex-ante per il periodo 1995.01-1995.12 con la procedura rolling regression, dove le nuove osservazioni eliminano le vecchie, in modo da lasciare invariato il numero dei mesi utilizzati per la stima (nel nostro caso 96). Ciò consente di approssimare in modo flessibile un modello a coefficienti variabili, utilizzando solo l'informazione effettivamente disponibile al momento in cui si formula la previsione. Alcune misure statistiche dell'errore di previsione abitualmente utilizzate per questo tipo di analisi (errore medio, errore medio assoluto, radice quadrata dell'errore quadratico medio e sua scomposizione) sono riportate nella tavola 4.

I risultati ottenuti sono generalmente soddisfacenti: l'accostamento delle previsioni (basate sui modelli *ARIMA* che utilizzano una doppia differenza) ai dati effettivi è discreto, con un errore medio assoluto, per

le previsioni effettuate un tempo in avanti, pari al 2,78% per la Francia, all'l,92% per la Germania, all'l,5% per il Regno Unito e all'l,18% per l'Italia. Dalla scomposizione dell'errore quadratico medio, si può notare come non vi sia presenza di autocorrelazione negli errori di previsione, in quanto prevale il valore di *EC* (errore nelle covarianze). Da notare come i modelli che utilizzano unicamente una differenza di ordine dodici forniscano risultati leggermente peggiori per tutti i paesi, eccetto che per l'Italia, caso nel quale l'errore medio assoluto è nettamente inferiore (0,77% contro 1,18%).

L'allungamento dell'orizzonte temporale di previsione da uno a due mesi non comporta peggioramenti significativi della qualità delle previsioni per Francia e Germania, paradossalmente, la misura dell'errore medio assoluto diminuisce al crescere dell'orizzonte della previsione. Inoltre, i modelli che utilizzano solo la differenza dodicesima mostrano sistematicamente te errori più contenuti di quelli ottenuti con i modelli con doppia differenza[10].

2.2. L'impiego dei giorni lavorativi e delle attese di produzione

Come indicato in precedenza, nella nostra analisi si è ritenuto preferibile utilizzare dati corretti per la diversa distribuzione mensile dei giorni lavorativi. In effetti, com'è noto, questo tipo di correzione riesce a tenere conto solo in maniera molto parziale e rozza di un fenomeno (la diversa lunghezza dei mesi lavorativi) che ha importanti ripercussioni sull'organizzazione dell'attività produttiva di un'impresa industriale. Abitualmente, il coefficiente di correzione esprime il rapporto esistente tra il numero di giorni lavorativi di un certo mese di un certo anno (ad esempio, lug. del 1994) e il numero di giorni lavorativi dello stesso mese dell'anno base (ad esempio, lug. del 1990). Adottare tale

[10] Nella tavola 4, per Germania e Italia sono riportati anche i risultati delle previsioni a tre e quattro mesi, le quali verranno utilizzate per confronto con quelle ottenute con i modelli a funzioni di trasferimento che si analizzeranno più avanti. Da segnalare, comunque, come le previsioni a tre-quattro mesi siano caratterizzate da errori di entità simili a quelli calcolati per un orizzonte di uno-due mesi.

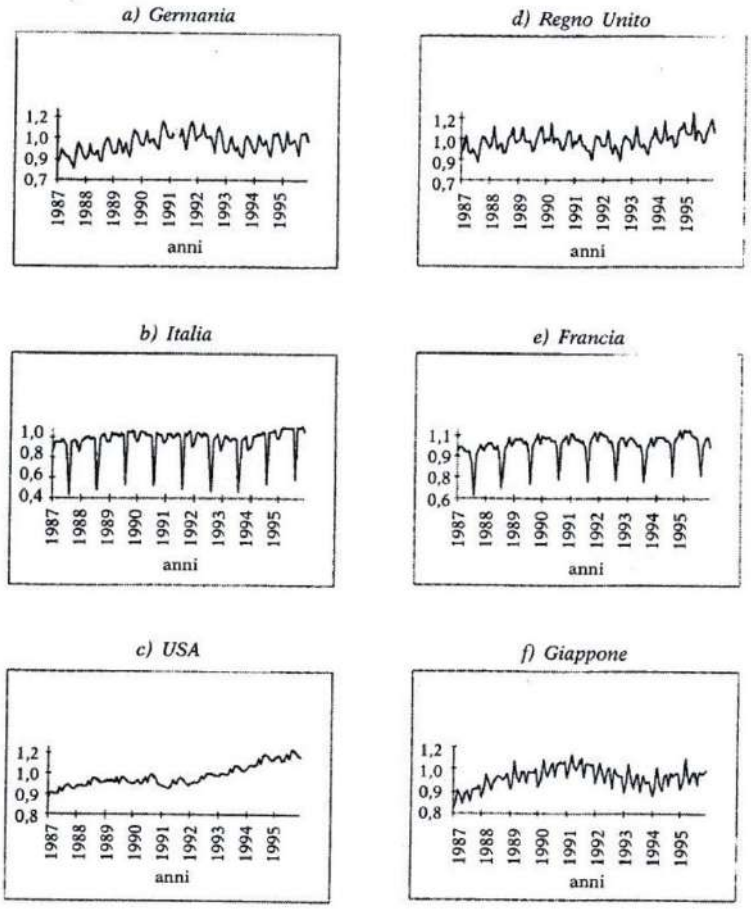
coefficiente per correggere la serie grezza[11] significa, implicitamente, ritenere che le imprese non abbiano alcuna possibilità di compensare il diverso numero di giorni lavorativi modificando l'intensità dell'utilizzo dei fattori produttivi negli altri giorni disponibili del medesimo mese. All'opposto, rinunciare del tutto alla correzione comporta l'adozione della tesi opposta, cioè immaginare che le imprese compensino totalmente la produzione perduta nei giorni di festa.

In realtà, appare ragionevole ritenere che le imprese attuino una qualche forma di compensazione della produzione dei giorni lavorativi perduti. La possibilità di effettuare una tale compensazione dipende da molti fattori, sia di carattere macroeconomico (la fase ciclica attraversata dal sistema economico), sia di carattere microeconomico (la situazione dell'impresa in termini di disponibilità di capacità produttiva inutilizzata, l'organizzazione e la tipologia della produzione, ecc.), sia di tipo istituzionale (la possibilità di ricorrere allo straordinario o ad altre forme di lavoro a tempo parziale, l'atteggiamento dei sindacati). Questi fattori, inoltre, si modificano nel tempo, introducendo ulteriori elementi di instabilità nella struttura delle serie storiche relative alla produzione industriale.

[11] Tale operazione viene abitualmente effettuata al livello di singolo indice di produzione, distinguendo tra produzioni a ciclo continuo - per la quale non si effettua alcuna correzione - e produzioni a ciclo discontinuo, per le quali si applica il coefficiente prima ricordato. Su questi aspetti v. ISTAT [20].

GRAF. 1

PRODUZIONE INDUSTRIALE



Fonte: OCSE.

TAV. 3

MODELLI ARIMA
SERIE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE PER IL PERIODO 87.01-95.12 (DATI RETTIFICATI)

	Francia		Germania		Regno Unito		Italia	
	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$
costante	0,0263	–0,0002	0,0166	–0,0001	0,0159	–0,0008	–0,0058	–0,0004
AR(1)	0,452		0,408			–0,457	0,293	
	(5,79)		(5,41)			(–8,55)	(3,82)	
AR(2)	0,568		0,611		0,322		0,270	
	(6,39)		(8,09)		(4,89)		(3,48)	
AR(3)					0,567		0,397	
					(8,55)		(5,16)	
MA(1)		0,493		0,532		0,508		0,596
		(5,90)		(6,44)		(9,42)		(7,53)
MA(2)	0,146					0,161		
	(1,34)					(3,01)		
MA(3)				–0,171		0,292		–0,210
				(–2,05)		(5,40)		(–3,00)
SMA(12)	0,833	0,762	0,873	0,697	0,056	0,374	0,536	0,545
	(23,15)	(15,50)	(31,88)	(10,44)	(0,75)	(8)	(6,18)	(10,09)
SMA(24)					0,161	0,560	0,391	0,314
					(2,10)	(12,66)	(4,51)	(4,56)
R^2C	0,711	0,458	0,771	0,469	0,592	0,710	0,712	0,517
SE	0,015	0,015	0,020	0,020	0,022	0,020	0,022	0,023
SSE	0,025	0,027	0,041	0,040	0,052	0,040	0,053	0,057
LB(12)	15,21	20,19	24,19	8,11	20,86	18,10	27,61	18,35
LB(24)	26,93	32,63	32,25	18,02	49,23*	43,53*	30,82	20,72

Legenda:
R^2C: R^2 corretto per i gradi di libertà;
SE: errore standard della regressione;
SSE: somma dei residui al quadrato;
* valore significativo al 5%

LB(12) *LB*(24): *test* di Ljiung-Box (12-24 ritardi); in parentesi sono i *t*-statistici
AR: componente autoregressiva;
MA: componente a media mobile;
SMA: componente a media mobile stagionale (fattore moltiplicativo);

Tav. 4

INDICATORI DI BONTÀ DELLE PREVISIONI OTTENUTE CON I MODELLI *ARIMA*
SERIE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE PER IL PERIODO 1995.01-1995.12

	1 *LEAD*		2 *LEAD*		3 *LEAD*		4 *LEAD*	
	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$
Francia								
EAMPC	2,792	2,778	2,655	3,329				
EMPC	0,982	0,850	0,993	0,562				
EQPC	3,108	3,023	2,945	3,732				
ES	0,100	0,079	0,114	0,023				
EV	0,063	0,074	0,063	0,157				
EC	0,838	0,847	0,823	0,821				
TH	0,300	0,290	0,029	0,036				
Regno Unito								
EAMPC	1,542	1,500	1,583	2,793				
EMPC	0,135	0,096	0,249	–0,223				
EQPC	2,048	2,034	2,160	3,437				
ES	0,004	0,002	0,013	0,004				
EV	0,153	0,283	0,155	0,019				
EC	0,843	0,715	0,832	0,976				
TH	0,020	0,020	0,020	0,034				
Germania								
EAMPC	1,958	1,919	1,693	2,526	1,733	2,527		
EMPC	0,557	0,146	0,521	0,198	1,058	0,255		
EQPC	2,453	2,344	2,250	3,111	2,230	3,123		
ES	0,052	0,004	0,054	0,004	0,225	0,007		
EV	0,098	0,030	0,085	0,014	0,036	0,021		
EC	0,850	0,966	0,861	0,982	0,739	0,972		
TH	0,020	0,023	0,020	0,030	0,022	0,03		

(segue)

Tav. 4 *(segue)*

INDICATORI DI BONTÀ DELLE PREVISIONI OTTENUTE CON I MODELLI *ARIMA* SERIE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE PER IL PERIODO 1995.01-1995.12

	1 *LEAD*		2 *LEAD*		3 *LEAD*		4 *LEAD*	
	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$
Italia								
EAMPC	0,773	1,182	0,778	1,670	0,744	1,648	0,764	1,633
EMPC	0,016	0,010	0,086	0,071	0,082	0,078	0,052	–0,010
EQPC	0,977	1,502	1,005	2,147	0,953	2,123	0,964	2,113
ES	0,000	0,000	0,007	0,001	0,007	0,001	0,003	0,000
EV	0,013	0,000	0,003	0,010	0,004	0,009	0,012	0,016
EC	0,986	1,000	0,990	0,989	0,989	0,989	0,985	0,984
TH	0,009	0,015	0,009	0,020	0,009	0,020	0,009	0,020

Legenda:
EAMPC: errore medio assoluto in percentuale della media dei valori effettivi calcolata per il periodo 95.01 95.12
EMPC: errore medio in percentuale della media dei valori effettivi
EQPC: radice quadrata dell'errore quadratico medio in percentuale della media dei valori effettivi
EC: errore nelle covarianze; *ES*: Errore sistematico; *EV*: Errore nelle varianze; *TH*: indice di Theil 2ª definizione.

Sul piano empirico, indicazioni a favore del fatto che le imprese utilizzino i margini di flessibilità per compensare in parte la variabilità dei giorni lavorativi vengono dal lavoro di Di Cesare et Al. [10], nel quale vengono analizzate le caratteristiche dell'impiego di energia elettrica al variare della distribuzione temporale dei giorni lavorativi. Politi [23], invece, impiegando informazioni fornite direttamente dalle imprese nel corso dell'indagine mensile dell'lSTAT sulla produzione industriale, pone a confronto la dinamica dei giorni effettivamente lavorati dalle imprese di un settore di attività economica con quella derivante dall'osservazione del calendario, mostrando come le differenze tra le serie corrette (impiegando le due tipologie di informazioni) siano tutt'altro che irrilevanti.

Dalle distribuzioni di frequenza delle serie dei giorni lavorativi risulta una maggiore concordanza di andamento tra le serie relative alla Germania e alla Francia (r=0,832), mentre la distribuzione riscontrata nel Regno Unito è la meno correlata con quelle relative agli altri tre paesi. Nel Regno Unito, la maggiore concentrazione si trova per i casi di 21 e 22 giorni lavorativi (71 casi su 108), mentre in Francia 93 casi su 108 sono di mesi con una variabilità compresa tra 20 e 22 giorni; per la Germania la frequenza più elevata si ritrova per i mesi di 20 giorni, ma anche quelli di 19 e 23 giorni si presentano con una certa frequenza; per l'Italia, infine, gran parte dei mesi ha una durata lavorativa compresa tra 20 e 22 giorni.

Come mostrato in Giovannini ([16] e [17]) e in Gennari [13], l'informazione costituita dai giorni lavorativi può essere impiegata per accrescere la capacità previsiva di modelli finalizzati alla stima anticipata della produzione industriale, ad esempio, inserendo la serie storica del numero di giorni lavorativi come variabile esplicativa in un modello a funzione di trasferimento; in tal modo si lascia alla stessa stima empirica il compito di effettuare la "correzione" più adeguata.

Modelli con un maggiore contenuto informativo. ancorché estremamente semplici, possono essere costruiti utilizzando, oltre al numero di giorni lavorativi, le aspettative di produzione rilevate nell'ambito dell'indagine congiunturale armonizzata condotta mensilmente tra gli

imprenditori industriali dei vari paesi dell'Unione europea.

La serie relativa alle aspettative di produzione è costruita a partire dalla distribuzione percentuale di risposte alla domanda "nei prossimi tre-quattro mesi la produzione sarà: a) in aumento; b) stazionaria; c) in diminuzione".

In particolare, la serie che abbiamo utilizzato è costituita dall'usuale «saldo», cioè della differenza tra la percentuale di risposte "in aumento" e quella di risposte "in diminuzione"[12].

L'uso delle inchieste congiunturali nella previsione della produzione industriale italiana risale ormai a più di dieci anni fa (Giovannini [15]; Bodo et Al. [3]) ed è stata recentemente riconosciuta (Schlitzer [24]) come l'approccio che fornisce i risultati migliori nelle previsioni a due o più "tempi" in avanti. In particolare, Gennari ((11] e (13]) ha proposto, con riferimento a modelli che utilizzano le aspettative di produzione, la struttura:

$$(1) \quad \ln Y_t = a(L) \ln Y_t + b(L) X_1 + e \ln WD_t + d(L)le(L) u_t$$

in cui:
Y = indice mensile della produzione industriale;
X = aspettative di produzione;
WD = numero di giorni lavorativi;
$a(L)$ e $b(L)$ polinomi di ritardi distribuiti sulle variabili endogene ed esogene;
$d(L)$ e(L) strutture autoregressive o a media mobile sui residui.

Con un modello come quello brevemente richiamato, Gennari otteneva previsioni fino a cinque mesi di anticipo, introducendo le aspettative ritardate di quattro mesi ed assegnando alla struttura autoregressiva sulla variabile endogena il compito di cogliere l'evoluzione del "valore normale" della produzione, concetto che le serie tratte dai sondaggi abitualmente non contengono[13].

[12] Sui metodi di trattamento delle risposte fornite nell'ambito delle indagini qualitative v. D'ELIA E. [9 *bis].*

[13] Per una discussione sull'interpretazione da attribuire alle serie tratte dai sondaggi V.

In questo lavoro è stata utilizzata una struttura simile alla (1), ottenendo i risultati riportati nella tavola 5. Coerentemente con quanto fatto nel resto del lavoro, la variabile endogena è stata sottoposta sia ad una differenza di ordine dodici, sia ad una doppia differenza. In generale, dalla comparazione tra i risultati delle stime dei modelli a funzione di trasferimento e quelle dei modelli ARIMA univariati risulta chiara la superiorità dei primi, non solo in termini di varianza spiegata, ma anche di riduzione dell'autocorrelazione dei residui.

Da notare come l'indicatore che esprime la produzione attesa compaia nelle diverse equazioni con ritardi differenti (uno e due per la Francia, tre per la Germania, due per il Regno Unito e quattro per l'Italia), in quanto i modelli presentati sono quelli attraverso i quali si ottiene una massimizzazione della varianza spiegata (presumibilmente una migliore qualità previsiva) e del vantaggio informativo conseguibile mediante il loro uso.

Un'ulteriore osservazione va effettuata con riferimento al segno del coefficiente dei giorni lavorativi. Qualora le imprese operino qualche modificazione della produzione media giornaliera al variare del numero di giorni lavorativi, ci si dovrebbe attendere che il coefficiente che lega le due variabili assuma segno negativo. In realtà, come mostrato nella tavola 5, tale risultato si ritrova unicamente per il caso italiano, mentre per gli altri tre paesi considerati il coefficiente assume segno positivo. Ciò sembra indicare l'esistenza di strategie produttive orientate a concentrare la produzione nei mesi in cui il numero di giorni disponibili è già alto, più che a smussare le punte di massima utilizzazione degli impianti. La ragione di un tale atteggiamento potrebbe risiedere in una maggiore variabilità della domanda in funzione della distribuzione dei giorni lavorativi e di tempi molto ristretti di rea-

anche CONTI V. [8], CONTI V - FILOSA R. [9] GIOVANNINI E. [17]. SCHLITZER G. [24]. In GENNARI P. - GIOVANNINI E. - SARTORE D. [14] si è tentato di fornire una modellizzazione più articolata dell'evoluzione temporale del concetto di "normalità".

zione della produzione a movimenti della domanda. Alternativamente, la situazione nella flessibilità dell'impiego di manodopera potrebbe rendere più conveniente tale concentrazione, che dovrebbe riflettersi in una maggiore erraticità delle scorte. Dìscernere da tali spiegazioni appare estremamente difficile vista la scarsità delle informazioni disponibili per tentarne una verifica empirica. A titolo informativo, si può segnalare come la varianza delle serie mensili dei giudizi sulle scorte di prodotti finiti (tratti dalle citate indagini congiunturali) sia molto superiore nei tre paesi per i quali si rileva una relazione positiva tra giorni lavorativi e produzione giornaliera rispetto a quanto rilevato per l'Italia e ciò farebbe propendere verso la seconda interpretazione. D'altra parte, una relazione positiva e significativa tra gli indicatori qualitativi degli ordini totali ed il numero di giorni lavorativi (la quale potrebbe avvalorare la prima interpretazione) si ritrova unicamente per il caso francese.

Osservando i risultati riportati nella tavola 6, si nota come la capacità previsiva dei modelli è buona e, in generale, superiore a quella tipica dei modelli ARIMA univariati. Limitando il confronto ai risultati relativi al massimo lead conseguibile dal1'impiego delle funzioni di trasferimento, per le previsioni effettuate sul periodo 1995.01-1995.12 si nota come per Francia e Regno Unito (in ambedue i casi nelle previsioni a due lead) l'errore scenda, rispettivamente dal 2,6 al 1,9% e dall'l,5 all'l% ed analoghi risultati si riscontrano effettuando la comparazione sul periodo 1994.01- 1994.12. Per Germania e Italia, invece, i risultati sono meno univoci. In alcuni casi, infatti, gli errori medi assoluti commessi attraverso l'uso dei modelli ARIMA sono inferiori a quelli dei modelli a funzione di trasferimento, ma tale fenomeno appare assolutamente non sistematico. Risultati nettamente più favorevoli ai modelli a funzione di trasferimento si ottengono, invece, effettuando le simulazioni sul periodo 1994.01-1994.12.

Nel complesso, con riferimento alle previsioni relative al 1995, l'entità degli errori ottenuti con i vari metodi è sempre molto contenuta.

Infatti, per l'Italia l'errore medio assoluto è inferiore, per tutti gli orizzonti di previsione, al 2%, per il Regno Unito esso oscilla tra l'1,0% e l'1,4%, per la Germania tra il 2 ed il 2,7%, per la Francia tra il 2,0% ed il 2,9%. In molti casi, le previsioni relative al 1994 segnalano errori anche più contenuti.

3.La costruzione di "piccoli modelli" nazionali

Come mostrato nel paragrafo precedente i modelli a funzione di trasferimento consentono di derivare stime anticipate degli indici di produzione industriale con un vantaggio informativo variabile tra due e quattro mesi. Tale vantaggio, pur importante, non consente, però, di fornire valutazioni per l'orizzonte temporale tipico di analisi congiunturali di più ampio respiro (sei-dodici mesi), né di valutare come la dinamica di un'economia nazionale abbia effetto o sia influenzata da quella degli altri paesi europei. Abitualmente, tale tipologia di analisi viene condotta ricorrendo a complessi modelli economettici nazionali, eventualmente simulati in modo ricursivo, così da pervenire ad una soluzione coerente per l'insieme dei paesi analizzati.

D'altra parte, è ben noto come i macromodelli econometrici dimostrino ampi limiti nella previsione a breve termine, nonché nell'individuazione dei punti di svolta del ciclo.

Accanto a motivazioni di carattere econometrico, tali limiti derivano anche dalla difficoltà di tali modelli nell'incorporare e "spiegare" fattori difficilmente quantificabili, quali le aspettative ed il "clima" degli operatori economici. Di recente, anche a seguito dell'analisi della dinamica delle economie europee nel quinquennio 1992-1996, tale carenza è stata da più parti sottolineata, attribuendo a movimenti di queste variabili la gravità della fase recessiva e il mancato sviluppo della domanda per consumi nella fase di ripresa. Anche per la spiegazione del rallentamento osservato tra la fine del 1995 ed il 1996 nelle economie continentali è stata sottolineata da più parti l'esistenza di una crisi di "fiducia" degli operatori presente in vari paesi.

Tav. 5

MODELLI A FUNZIONE DI TRASFERIMENTO
SERIE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE PER IL PERIODO 1987.01-1995.12

	Francia		Germania		Regno Unito		Italia	
	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$
costante	0,120	–0,00029	0,0111	3,370E-05	0,007	–0,0003	0,010	–0,00031
AR(1)	0,3386		0,3916				0,4625	
	(4,32)		(4,29)				(7)	
AR(2)	0,6588		0,4282		0,564			
	(6,85)		(4,56)		(9,77)			
AR(3)			0,232		0,482			
			(2,57)		(8,6)			
AR(4)							0,448	
							(6,73)	
MA(1)		0,6265		0,4805	–0,293	0,555		0,4347
		(8,33)		(5,48)	(–3,37)	(6,55)		(5,945)
MA(2)	0,297					–0,045		0,181
	(2,77)					(–0,55)		(2,58)
MA(3)						–0,181		
						(–2,16)		
SMA(12)	0,822	0,6428	0,83	0,796	0,892	0,78	0,9142	0,599
	(20,92)	(7,13)	(17,19)	(16,39)	(25,6)	(15,68)	(52,1)	(10,05)
SMA(24)								0,3105
								(5,50)
(1-*L*)(1-*L*12)*WD*		0,0049		0,0082		0,022		–0,013
		(5,47)		(8,89)		(22,94)		(–11,71)
(1-*L*12) *WD*	0,0046		0,006		0,021		–0,0144	
	(4,42)		(4,37)		(14,05)		(–11,58)	

(segue)

Tav. 5 *(segue)*

MODELLI A FUNZIONE DI TRASFERIMENTO
SERIE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE PER IL PERIODO 1987.01-1995.12

	Francia		Germania		Regno Unito		Italia	
	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$
(1-*L*)(1-*L*12)*epi*(-1)		0,00048 (2,33)						
(1-*L*)(1-*L*12)*epi*(-2)		0,00045 (2,18)				0,0004 (2,75)		
(1-*L*)(1-*L*12)*epi*(-3)				0,0007 (2,08)				
(1-*L*)(1-*L*12)*epi*(-4)								0,0013 (3,83)
(1-*L*12)*epi*(-2)	0,0006 (3,63)				0,0003 (2,59)			
(1-*L*12)*epi*(-3)			0,0006 (2,34)					
(1-*L*12)*epi*(-4)							0,0013 (4,50)	
R^2C	0,76	0,55	0,82	0,58	0,86	0,856	0,82	0,68
SE	0,0142	0,0140	0,0175	0,0174	0,0133	0,0145	0,0176	0,0190
SSE	0,0200	0,0213	0,0312	0,0310	0,018	0,0210	0,0319	0,0364
LB(12)	9,87	9,99	11,87	12,93	19,88	16,5	17,08	16,02
LB(24)	25,93	19,83	17,88	20,78	24,17	20,16	33,37	26,47

Legenda: *EPI*: produzione industriale attesa;
WD: giorni lavorativi.
Per gli altri simboli v. tav. 3.

TAV. 6

INDICATORI DI BONTÀ DELLE PREVISIONI OTTENUTE CON I MODELLI A FUNZIONE DI TRASFERIMENTO. SERIE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE PER IL PERIODO 1995.01-1995.12

	1 *LEAD*		2 *LEAD*		3 *LEAD*		4 *LEAD*	
	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$
Francia								
EAMPC	2,439	2,376	1,952	2,933				
EMPC	0,922	0,692	1,217	0,451				
EQPC	2,732	2,630	2,593	3,382				
ES	0,114	0,069	0,220	0,018				
EV	0,056	0,060	0,001	0,168				
EC	0,830	0,871	0,779	0,815				
TH	0,027	0,026	0,025	0,033				
Regno Unito								
EAMPC	1,050	0,963	1,025	1,379				
EMPC	–0,049	–0,229	–0,130	–0,093				
EQPC	1,252	1,219	1,211	1,761				
ES	0,002	0,035	0,012	0,003				
EV	0,057	0,208	0,029	0,124				
EC	0,941	0,750	0,956	0,873				
TH	0,012	0,012	0,021	0,034				
Germania								
EAMPC	2,056	2,166	2,119	2,618	2,282	2,704		
EMPC	–0,165	0,069	–0,361	–0,088	–0,643	–0,054		
EQPC	2,422	2,818	2,578	3,287	2,597	3,409		
ES	0,005	0,001	0,020	0,001	0,061	0,000		
EV	0,024	0,011	0,009	0,006	0,111	0,006		
EC	0,974	0,989	0,988	0,994	0,913	0,995		
TH	0,024	0,027	0,024	0,032	0,026	0,03		

(segue)

TAV. 6 *(segue)*

INDICATORI DI BONTÀ DELLE PREVISIONI OTTENUTE CON I MODELLI A FUNZIONE DI TRASFERIMENTO. SERIE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE PER IL PERIODO 1995.01-1995.12

	1 *LEAD*		2 *LEAD*		3 *LEAD*		4 *LEAD*	
	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$	$(1-L^{12})$	$(1-L)(1-L^{12})$
Italia								
EAMPC	1,645	1,194	1,575	1,589	1,654	1,616	1,949	1,575
EMPC	–0,677	–0,082	–1,159	0,021	–1,463	0,064	–1,687	0,059
EQPC	2,039	1,557	1,923	2,077	2,026	2,117	2,294	2,086
ES	0,110	0,003	0,364	0,000	0,522	0,001	0,540	0,001
EV	0,093	0,023	0,078	0,014	0,079	0,018	0,087	0,018
EC	0,802	0,975	0,574	0,986	0,421	0,981	0,398	0,981
TH	0,020	0,015	0,019	0,020	0,02	0,020	0,023	0,020

Legenda: v. tav. 4.

MODELLI
PERIODO 19

Fra

produz. industr. attesa

$$EPIFR_t = \underset{(2,4)}{5,25} + \underset{}{0,204}\ EPIFR_{t-1} + \underset{(2,42)\ (2,47)\ (-4,67)}{(0,228L + 0,254L - 0,267L^3)}$$

$$+\underset{(3,68)}{12,770}\ D9305 - \underset{(-2,91)}{9,72}\ D9007 + \underset{(1,81)}{6.994}\ D9403 + \underset{(-5,3)}{(1-0,53L)}\underset{(6)}{(1+0,715L^{12})}\ u_t$$

produzione industriale

$$\log FR_t = \underset{(1,2)\ (3,1)\ (2,4)\ (4.,6)}{-0,0117 + (0,1L + 0,235L^2 + 0,2L^3 + 0,366L^{12})}\ \log FR_t +$$
$$\log WDFR_t + \underset{(4,6)}{(1+0,811L^{12})}\underset{(1)}{}u_t$$

domanda

$$DTGFR = \underset{(8,4)\ (4,4)}{-0,24 + (0,57L + 0,26L^2)}DTGFR_t + \underset{(5,1)}{60,1\ (1-L^{12})}$$
$$+\underset{(3,2)}{9,23}D9104 - \underset{(-2,5)}{6,8}D9012 - \underset{(-3)}{7,2}D9204 - \underset{(-2,2)}{6,1}D9402 - \underset{(-2,6)}{7,1}D9411 +$$

scorte di prodotti finiti

$$SCOFR_t = \underset{(5,7)\ (1,8)}{2,5 + (0,6L + 0,198L^2)}SCOFR_t + \underset{(-4,4)\ (4,4)}{(-0,26 + 0,26L^2)}$$

Germ

produz. industr. attesa

$$EPIGE_t = \underset{(7,68)}{-0,68} + \underset{}{0,532}\ EPIGE_{t-1} + \underset{(6,5)\ (2,15)}{(0,24 + 0,086L)}EDTGE_t$$

produzione industriale

$$\log GE_t = \underset{(1,5)\ (2,8)}{-0,184 + (0,001L + 0,001L^2)}EPIGE_t + \underset{(3,1)\ (3,7)}{(0,25L^2 + 0,29L^3}$$

domanda

$$DTGGE_t = \underset{(7,9)\ (1,55)}{-0,649 + (0,778L + 0,145L^2)}DTGGE_t + \underset{(6)}{0,2}\ EPIGE_t$$

scorte di prodotti finiti

$$SCOGE_t = \underset{(5,4)\ (4,6)}{-1,56 + (0,41L + 0,37L^2)}\ SCOGE_t + \underset{(5,3)}{0,18}\ EPIGE_{t-3}$$

domanda attesa

$$EDTGE_t = \underset{(2,5)}{-2,3387 + 0,1855}EDTGE_{t-1} + \underset{(9,2)\ (-2,8)\ (-3,8)}{(1,9326 - 0,8558L - 0,9048L^2)}$$

TAV. 7

NAZIONALI
87. 01-1995.12

ncia

$$DTGFR_t \underset{(-2,5)}{-0,194}\ SCOFR_t \underset{(1,29)}{+12,072}\ \log FR_t \underset{(1,54)}{+0,103}\ EPICFR_t \underset{(4,6)}{+15,904}\ D8810 \underset{(3,58)}{+12,052}\ D8911$$

$$\underset{(4,4)}{0,0001}\ EPIFR_{t-1} \underset{(-2,7)}{-0,043} D8708 \underset{(-2,6)}{-0,0389} D9002 \underset{(3,6)}{+0,054} D9408 \underset{(3,5)}{+0,05} D9407 +0,04$$

$$\log USA \underset{(1,74)}{+25,6}(1-L^{12})\log \text{Prof} \underset{(7,2)}{+0,305} EPIFR_t \underset{(-2,1)}{-0,75} RGOVFR_t \underset{(5,6)}{+15,1} D9110 \underset{(3,4)}{+9,7} D9103$$

$$\underset{(6,6)}{18,5} D9403 + \underset{(5,4)}{(1+0,82L^{12})} u_t$$

$$DTGFR_t + \underset{(0,3)}{0,11} RGOVFR_t + u_t$$

ania

$$\underset{(-2,3)}{-0,119}\ SCOGE_t \underset{(-1,6)}{-7,78}\ \log GE_{t-1} + \underset{(2,02)}{5,69}\ D9009 \underset{(-5,1)}{-13,7}\ D9210 + u_t$$

$$\underset{(6,4)}{+0,44L^{12})}\log GE_t + \underset{(1,4)}{0,5}\ LWDGE + \underset{(2,83)}{0,05} D9202 \underset{(-1,12)}{-0,02} D9004 \underset{(6,3)}{+(1+0,815L^{12})} u_t$$

$$\underset{(3)}{+32,7}(1-L^{12})\log PROG_t \underset{(-0,3)}{-3,5}(1-L^{12})\log USA_{t-5} \underset{(-1,2)}{-252}\ RGOVGE_{t-8} \underset{(2,5)}{+5,43}\ D9201 \underset{(4,4)}{+ (1+0,51L^{12})} u_t$$

$$\underset{(-7,6)}{-0,25}\ DTGGEX_t \underset{(-2,5)}{-0,073}\ UDTGGE_t \underset{(-3,3)}{-5,01}\ D9003 \underset{(-2,1)}{-0,38} RGOVGE + \underset{(7,9)}{(1 + 0,84L^{12})} u_t$$

$$DTGGE_t \underset{(1,8)}{+0,1099} EPICGE_{t-1} \underset{(2,7)}{+12,2605} D9403 \underset{(-3,8)}{-16,71} D9211 \underset{(-3,9)}{-16,9891} D9305 \underset{(6,8)}{+(1+ 0,7950L^{12})} u_t$$

(segue)

MODELLI
PERIODO 19

Regno

produz. industr. attesa

$$EPIUK_t = 10{,}84 + 0{,}579\ EPIUK_{t-1} - 0{,}25 SCOUK_t + (0{,}88 \quad (8{,}9) \quad (-2{,}6) \quad (9{,}2)$$
$$+7{,}7\ D9502 + (1 - 0{,}45L + 0{,}41L^3)(1 + 0{,}34L^{12})u_t \quad (1{,}7) \quad (-4{,}9) \quad (4{,}8) \quad (3{,}3)$$

produzione industriale

$$(1 + 0{,}362L^6)\log UK_t = -0{,}884 + 0{,}0004\ EPIUK_{t-2} + (0{,}29L^2 \quad (3{,}7) \quad (5{,}99) \quad (7{,}9)$$

domanda

$$DTGUK_t = -9{,}13 + (0{,}4110L - 0{,}319L^2)DTGUK_t + 0{,}348\ EPIUK_t \quad (5{,}5) \quad (-4{,}8) \quad (7)$$
$$-4{,}92D9208 + 13{,}1D8702 - 9{,}18D9201 - 9{,}1D9207 + 7{,}6D9101 \quad (-1{,}4) \quad (3{,}8) \quad (-2{,}72) \quad (-2{,}7) \quad (2{,}16)$$

scorte di prodotti finiti

$$SCOUK_t = -1{,}12 + (0{,}333L + 0{,}176L^2)SCOUK_t + (-0{,}23 + 0{,}129L^2) \quad (4{,}5) \quad (2{,}1) \quad (-6{,}6) \quad (3{,}5)$$

Ita

produz. industr. attesa

$$EPIIT_t = 8{,}159 + (0{,}473L + 0{,}12L^3)EPIIT_{t-1} - 0{,}164 EDTIT_t \quad (5{,}5) \quad (2{,}3) \quad (-2{,}12)$$
$$-5{,}93D9408 + (1 + 0{,}723L^{24})u_t \quad (-2{,}4) \quad (9{,}02)$$

produzione industriale

$$\log IT_t = 0{,}747 + 0{,}002\ EPIIT_{t-1} + (0{,}322L + 0{,}28L^{12}) \log \quad (5{,}8) \quad (3{,}8) \quad (4{,}1)$$

domanda

$$DTGIT_t = 1{,}46 + (0{,}49L + 0{,}23L^2)DTGIT_t + 65{,}26(1 - L^{12})\log \quad (6) \quad (3) \quad (5{,}4)$$
$$-11{,}4D90^{12} - 10{,}1D9102 + (1 + 0{,}357L^{12})u_t \quad (-4{,}0) \quad (-3{,}4) \quad (3{,}2)$$

scorte di prodotti finiti

$$SCOIT_t = -4{,}58 + (0{,}63L + 0{,}21L^3)SCOIT_t - 0{,}141 DTGITX_t - 0{,}14 \quad (7{,}9) \quad (2{,}7) \quad (-2{,}7)$$

domanda attesa

$$EDTIT_t = 10{,}5 + 0{,}69\ EDTIT_{t-1} + (0{,}291 - 0{,}247L)\ DTGIT_t - 11{,}31 \quad (10{,}4) \quad (2{,}7) \quad (-2{,}5)$$

TAV. 7 *(segue)*

NAZIONALI
87. 01-1995.12

Unito

$$-0{,}377L - 0{,}36L^2)\ DTGUK_t + 11{,}38\ \log UK_{t-2} + 11{,}74D8902 - 17{,}9\ D9012 - 11{,}86D9101$$
$$(-3{,}3)\ (-4{,}04) \qquad (1{,}28) \qquad (2{,}63) \qquad (-3{,}7) \qquad (-2{,}4)$$

$$+0{,}55L^3)\log UK_t + 0{,}0001\ trend + 0{,}272\ \log WDUK_t - 0{,}038\ D9205 + u_t$$
$$(14{,}9) \qquad (3{,}5) \qquad (9) \qquad (-2{,}9)$$

$$+ 84{,}49(1\text{-}L^{12})\log \mathrm{USA}_{t-2} + 17{,}56(1\text{-}L^{12})\log PROU_t - 0{,}55\mathrm{R}GOVUK_{t-5}$$
$$(3{,}9) \qquad (1{,}26) \qquad (-1{,}84)$$
$$+ (1\text{-}0{,}2281L^6)u_t$$
$$(2{,}12)$$

$$DTGUK_t - 7{,}85D8710 + 045\ trend - 4{,}93D9309 - 0{,}284RGOVUK_{t-5} + (1+0{,}30L^8)(1+0{,}189L^{12})u_t$$
$$(-3{,}7) \quad (4{,}2) \quad (-2{,}33) \quad (-1{,}98) \quad (2{,}88) \quad (1{,}7)$$

lia

$$-0{,}132\ SCOIT_t + 2{,}26\mathrm{Log}IT_{t-3} - 7{,}9D8803 - 6{,}0\ D9008 - 7{,}591D9208$$
$$(-2{,}6) \quad (0{,}43) \quad (-3{,}1) \quad (-2{,}4) \quad (-2{,}68)$$

$$IT_t + 0{,}0004\ trend - 0{,}29\log WDIT_t + 0{,}06D9008 + 0{,}05D9408 + u_t$$
$$(4{,}1) \quad (-4{,}7) \quad (2{,}28) \quad (2{,}02)$$

$$USA_{t-5} + 57{,}86(1\text{-}L^{12})\log PROI_{t-1} - 1.RTRIT_t + 0{,}16EPIIT - 9{,}88D9401 - 0{,}18trend - 6{,}62D9011$$
$$(3{,}88) \qquad (-4{,}3) \quad (3{,}8) \quad (-3{,}2) \quad (-2) \quad (-2)$$

$$UDTGIT_t + 0{,}169\ EPIIT_{t-3} - 10{,}75 + 0{,}273RTRIT_{t-1} + (1+0{,}386\mathrm{L}^{12})(1+0{,}453\mathrm{L}^{24})u_t$$
$$(-3{,}33) \quad (3{,}4) \quad (-4{,}4 \quad (1{,}4) \qquad (3{,}6) \quad (4{,}8)$$
$$D9101 + 15{,}2D9102 + 0{,}17\ EPICIT_t - 11{,}1D8704 - 10{,}5D9007 - 10{,}39D9207 + u_t$$
$$(-3) \quad (3{,}8) \quad (1{,}9) \quad (-2{,}9) \quad (-2{,}7) \quad (-2{,}7)$$

Allo scopo di valutare l'utilità di un modello econometrico di piccole dimensioni per la previsione della produzione industriale a sei-dodici mesi nei principali paesi europei, che tenga conto dei canali di trasmissione brevemente richiamati, si è proceduto alla stima, per ciascuno dei quattro paesi considerati, di un insieme di equazioni relative alle seguenti variabili: *a)* produzione industriale; *b)* attese di produzione; *c)* attese di domanda; *d)* domanda effettiva; *e)* scorte di prodotti finiti.

Lo schema teorico di riferimento è stato tratto dal modello proposto in Giovannini (17] con riferimento alla realtà italiana. Supponiamo di considerare una singola impresa industriale, che produce un unico tipo di bene impiegando tre fattori produttivi (lavoro, materie prime e capitale) e che opera in un mercato aperto agli scambi con l'estero, in concorrenza monopolistica. L'ipotesi di base è che l'impresa assuma le decisioni riguardanti le politiche di produzione, di impiego dei fattori e di prezzo in tre fasi successive: 1) nella prima vengono definiti i valori «desiderati» delle grandezze sotto il controllo dell'impresa (produzione, prezzi, scorte, quantità impiegata dei fattori produttivi, ecc.) allo scopo di massimizzare il profitto atteso sotto alcune condizioni «al contorno» e sulla base di aspettative di domanda, di prezzo dei concorrenti, ecc.; 2) nella seconda si derivano i valori «programmati» di tali variabili per il breve periodo, tenendo conto del disequilibrio ereditato negli *stock* (di scorte e di ordini inevasi) e dei costi di aggiustamento; 3) nella terza si ottengono i valori effettivi, sulla base dei dati programmati e desiderati nonché dei valori effettivi delle variabili fuori dal controllo dell'impresa.

Una volta derivato il modello relativo ad una singola impresa, è possibile procedere all'aggregazione delle singole funzioni. Lo schema di funzionamento del modello[14], in termini molto generali, è riportato nel grafico 2. La somma degli ordinativi provenienti dall'estero (DE) e di quelli formulati dalle imprese residenti (DI) fornisce la domanda

[14] Il modello originario prende in considerazione, oltre agli aspetti connessi alla definizione delle variabili reali (domanda, pmduzione, ecc.), anche quelli relativi alle ore lavorate, all'occupazione, al costo del lavoro, ai prezzi.

totale di prodotti industriali *(DTG)*. Poiché le imprese operano in condizioni di incertezza, per programmare la propria attività esse devono formulare attese sull'andamento di tale variabile *(EDT)*, che, tra l'altro, dipendono dall'andamento effettivo della domanda stessa. Naturalmente, nel tempo si possono verificare errori di previsione della domanda *(UDT)*, i quali, insieme alle attese, contribuiscono a determinare la variazione delle scorte di prodotti finiti (ASCO). La produzione programmata *(EPI)* dipende anch'essa dalla domanda attesa e dalla variazione delle scorte, mentre quella effettiva (IPI) risente dei piani formulati nei mesi precedenti e dall'insorgenza di errori di previsione sulla domanda. A sua volta, il livello della produzione contribuisce a determinare il livello della domanda interna (in particolare di beni intermedi e d'investimento).

Le equazioni del modello sono state stimate sul periodo 1987.01-1995.12 utilizzando i dati tratti dai sondaggi mensili condotti nei singoli paesi europei ed adattando la struttura del modello al caso oggetto di studio[15]. In particolare, allo scopo di evidenziare i canali di trasmissione internazionale del ciclo economico, per ognuno dei paesi considerati: 1) nell'equazione della domanda totale è stata inserita come variabile esogena la produzione industriale statunitense ed un tasso d'interesse espresso in termini reali; 2) nell'equazione della domanda attesa di ciascun paese è stata inserita la produzione attesa nella media degli altri tre paesi; 3) nell'equazione della domanda effettiva è stata inserita la produzione media effettiva negli altri tre paesi[16].

Confrontando la struttura dei modelli nazionali emerge un'elevata somiglianza delle diverse equazioni nei vari paesi (tav. 7). Nei riquadri

[15] Si ricorda che la stima è stata effettuata utilizzando il metodo dei minimi quadrati generalizzati. La frequenza mensile dei dati e il ridotto campione a disposizione hanno suggerito metodi più semplici rispetto a stime con variabili strumentali. Inoltre, poiché l'analisi è concentrata sugli aspetti di breve– brevissimo periodo non si è ritenuto opportuno compiere le consuete analisi di cointegrazione.

[16] Per ogni paese, la produzione attesa ed effettiva media degli altri paesi europei è calcolata sulla base delle quote delle loro esportazioni verso l'economia considerata.

successivi sono riportate in termini molto schematici le strutture dei modelli risultanti dalle stime (in particolare come le singole variabili entrano nelle varie equazioni e il segno nella relazione). Per la Germania si ha il seguente schema di relazioni:

(produzione effettiva)

(2) $$IPI_t = f\ (IPI_{t-2}, IPI_{t-3}, IPIt_{-12}, EPI_{t-1}, EPI_{t-2}, WD)$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad +\quad +\quad +\quad +$$

(attese di produzione)

(3) $$EPI_t = f\ (EPI_{t-1}, EDT_t, EDT_{t-1}, SCO_t, IPI_{t-1})$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad +\quad -\quad -$$

(attese di domanda)

(4) $$EDT_t = f\ (EDT_{t-1}, DTG_t, DTG_{t-1}, DTG_{t-2}, EPIC_t)$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad -\quad -\quad +$$

(ordini totali)

(5) $$DTG_t = f\ (DTG_{t-1}, DTGt_{-2}, (1-L^{12})\log IPIC_t, (1-L^{12})\log USA_{t-5}, EPI_t, RGO_{t-8})$$
$$\qquad\quad +\quad +\quad +\quad -\quad +\quad -$$

(scorte rispetto al normale)

(6) $$SCO_t = f\ (SCO_{t-1}, SCO_{t-2}, EDTM_t, UDT_t, EPI_{t-3}, RGO_{t-7})$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad -\quad -\quad +\quad -$$

(domanda attesa per il mese t)

(7) $$EDTM_t = f\ (EDT_{t-1}, EDT_{t-2}, EDT_{t-3})$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad +$$

(errore di previsione sulla domanda)

(8) $$UDT_t = DTG_t - EDTM_t$$

La produzione industriale (IPI) dipende dalle attese di produzione formulate nei due mesi precedenti *(EPI),* oltre che da una componente tipicamente autoregressiva, la quale coglie anche l'evoluzione nel tempo del concetto di normalità sottostante ai sondaggi di natura qualitativa. A loro volta, i piani produttivi dipendono dalle attese sulla domanda *(EDT),* dal livello delle scorte di prodotti finiti (SCO, con segno negativo) e dal livello effettivo della produzione, a causa della presenza di costi di aggiustamento. D'altra parte, essendo i piani riferiti di

2-3 mesi successivi, è presente una componente inerziale espressa dalla presenza della variabile endogena ritardata.

Allo scopo di non ampliare eccessivamente il numero delle variabili prese in considerazione, per la rappresentazione della dinamica delle attese di domanda si è fatto ricorso ad uno schema di tipo estrapolativo basato sull'andamento effettivo degli ordinativi totali *(DTG),* al quale si aggiunge una variabile *(EPIC)* che esprime la media ponderata delle aspettative di produzione negli altri tre paesi europei. La domanda effettiva *(DTG)* dipende, invece, dalla dinamica della produzione media negli altri tre paesi europei considerati *(IPIC)* e negli Stati Uniti *(USA),* dalle aspettative di produzione formulate dagli imprenditori tedeschi, dal livello del tasso d'interesse reale sui titoli pubblici a medio e lungo termine *(RGO),* nonché dall'andamento della domanda stessa nei mesi precedenti. Infine, le scorte di prodotti finiti risentono prevalentemente della dinamica dei piani di produzione e della domanda totale, scomposta tra la componente attesa *(EDTM)* e quella inattesa *(VDT).* Poiché le aspettative di domanda sono relative al trimestre successivo, per derivare una stima della domanda attesa (e, per differenza, quella non attesa) per il mese *t,* è stato necessario regredire *DTG* su *EDTG* ritardata di uno, due e tre periodi. I valori teorici di tale equazione sono stati interpretati come la domanda attesa per il mese *t (EDTM),* i residui come la componente non attesa *(UDT).*

Da un punto di vista statistico, le equazioni appaiono pienamente soddisfacenti: ad elevati valori dell'R^2 corretto si associa l'assenza di autocorrelazione dei residui. Anche i test di corretta specificazione forniscono indicazioni che spingono a ritenere valida la formulazione prescelta.

Per ciò che concerne il caso italiano, si ha il seguente schema di relazioni:

(produzione effettiva)

(9) $$\overset{+}{} \quad \overset{+}{} \quad \overset{+}{} \quad \overset{-}{}$$

$$IPI_t = f\,(IPI_{t-1},\ IPI_{t-12},\ EPI_{t-1},\ WD)$$

(attese di produzione)

$$(10) \qquad EPI_t = f\ (EPI_{t-1}, EPI_{t-3}, EDT_t, EDT_t\ SCO_t, IPI_{t-3}) \quad \begin{matrix} + & + & + & - & - & + \end{matrix}$$

(attese di domanda)

$$(11) \qquad EDT_t = f\ (EDT_{t-1}, DTG_t, DTG_{t-1}, EPIC_t) \quad \begin{matrix} + & + & - & + \end{matrix}$$

(ordini totali)

$$(12) \qquad DTG_t = f\ (DTG_{t-1}, DTG_{t-2}, (1-L^{12})\log IPIC_{t-1}\ (1-L^{12})\log USA_{t-5}, EPI_t, RTR_t) \quad \begin{matrix} + & + & + & + & + & - \end{matrix}$$

(scorte rispetto al normale)

$$(13) \qquad SCO_t = f\ (SCO_{t-1}, SCO_{t-3}, EDTM_t, UDT_t, EPI_{t-3}, RTR_{t-1}) \quad \begin{matrix} + & + & - & - & + & + \end{matrix}$$

(domanda attesa per il mese t)

$$(14) \qquad EDTM_t = f\ (EDT_{t-1}, EDT_{t-2}, EDT_{t-3}) \quad \begin{matrix} + & + & + \end{matrix}$$

(errore di previsione sulla domanda)

$$(15) \qquad UDT_t = DTG_t - EDTM_t$$

L'unica differenza rispetto a quanto visto per la Germania riguarda la presenza nell'equazione della domanda effettiva del tasso reale d'interesse sui titoli di Stato a breve termine *(RTR),* risultato più significativo di quello calcolato sui titoli a lungo termine.

Maggiori differenze si riscontrano, invece, per la Francia e il Regno Unito. Per questi paesi, infatti, non sono disponibili serie mensili delle aspettative di domanda; di conseguenza, nelle equazioni in cui tale variabile avrebbe dovuto comparire, si è inserito un ritardo distribuito della domanda effettiva, coerentemente con l'ipotesi estrapolativa utilizzata (e verificata) per Germania e Italia.

Inoltre, la media delle aspettative di produzione dei paesi *partners* (che per Germania e Italia era stata inserita come esplicativa delle attese di domanda) è stata inserita nell'equazione delle aspettattive di produzione. Lo schema risultante per la Francia è il seguente:

(produzione effettiva)

(16) $$IPI_t = f\ (IPI_{t-1}, IPI_{t-2}, IPI_{t-3}, IPI_{t-12}, EPI_{t-1}, WD)$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad +\quad +\quad +\quad +$$

(attese di produzione)

(17) $$EPI_t = f\ (EPI_{t-1}, DTG_t, DTG_{t-1}, DTG_{t-3}, SCO_t, IPI_t, EPIC_t)$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad +\quad -\quad -\quad +\quad +$$

(ordini totali)

(18) $$DTG_t = f\ (DTG_{t-1}, DTG_{t-2}, (1-L^{12})\log IPICt, (1-L^{12})\log USA_t, EPI_t, RGO_t)$$
$$\qquad\quad +\quad +\qquad\qquad +\qquad\qquad +\quad +\quad -$$

(scorte rispetto al normale)

(19) $$SCO_t = f\ (SCO_{t-1}, SCO_{t-2}, DTG_t, DTG_{t-2}, RGO_t)$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad -\quad +\quad +$$

Al di là delle correzioni dovute all'assenza delle attese di domanda, il modello francese è perfettamente coerente con quelli visti in precedenza, presentando nell'equazione della domanda effettiva il tasso reale sui titoli a lungo termine, in analogia a quanto visto per la Germania.

Per il Regno Unito, dallo schema seguente:

(produzione effettiva)

(20) $$IPI_t = f\ (IPI_{t-2}, IPI_{t-3}, EPI_{t-2}, WD)$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad +\quad +$$

(attese di produzione)

(21) $$EPI_t = f\ (EPI_{t-1}, DTG_t, DTG_{t-1}, DTG_{t-2}, SCO_t, IPI_{t-2})$$
$$\qquad\qquad +\quad +\quad -\quad -\quad -\quad +$$

(ordini totali)

(22) $$DTG_t = f\ (DTG_{t-1}, DTG_{t-2}, (1-L^{12})\log IPIC_t, (1-L^{12})\log USA_{t-2}, EPI_t, RGO_{t-5})$$
$$\qquad\quad +\quad +\qquad\qquad +\qquad\qquad +\quad +\quad -$$

si evince una piena rispondenza a quanto visto nel caso della Francia, con la sola eccezione della non significatività, nell'equazione delle aspettative di produzione, della media delle attese rilevate negli altri paesi

europei. Anche in questo caso, il tasso d'interesse reale rilevante ai fini della domanda appare quello dei titoli a medio e lungo termine.

In conclusione, si può affermare che le stime segnalano una sostanziale omogeneità nella struttura dei modelli nazionali, risultata pienamente coerente con le indicazioni fornite dalla teoria. Confermata appare la dipendenza del ciclo europeo dalla dinamica dell'economia statunitense, mentre evidente appare il canale di trasmissione operante attraverso le aspettative, con la sola eccezione del Regno Unito, paese nel quale gli imprenditori industriali non sembrano formare i propri piani sulla base delle attese prevalenti negli altri paesi europei. La connessione delle diverse economie è comunque assicurata dalla presenza, nell'equazione della domanda totale in tutti e quattro i paesi considerati, della dinamica della produzione effettiva dei *partners.* Infine, la presenza nell'equazione della domanda effettiva dei tassi d'interesse reali, unita all'esistenza di una componente di tipo estrapolativo nelle attese di domanda, fa sì che un eventuale movi mento dei tassi in un paese eserciti il proprio effetto sulle variabili reali non solo attraverso modifiche della domanda effettiva, ma anche mediante revisioni delle attese. Tale processo, anche se nato all'interno di un singolo paese, tende poi a propagarsi agli altri.

Per verificare la capacità previsiva dei modelli sono state condotti alcuni esercizi di carattere previsivo, sia *ex-post,* sia *ex-ante.* Il primo gruppo di esercizi è destinato a valutare la capacità dei modelli nel descrivere le fluttuazioni cicliche delle variabili considerate, in particolare della produzione effettiva, all'interno del periodo di stima. Il secondo, a verificare l'utilizzabilità del modello per analisi correnti di tipo congiunturale. In ambedue ì casi, gli esercizi sono stati condotti dapprima utilizzando i singoli modelli nazionali (considerando, quindi, per ogni paese le variabili *EPIC* e *IPIC* esogene) e successivamente simulando tutti i modelli simultaneamente (in questo caso, le uniche variabili esogene sono la produzione statunitense, i giorni lavorativi ed i tassi d'interesse).

Per gli esercizi *ex-ante,* condotti sia sul periodo 1994.01- 1994.12, sia su quello 1995.01-1995.12, il modello è stato ristimato, rispettivamente,

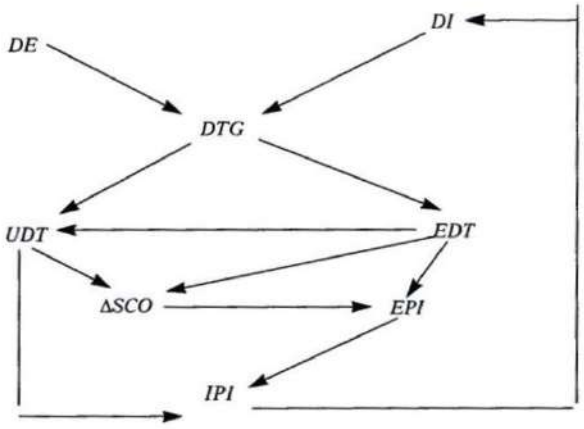
sui periodj 1987-1993 e 1987-1994. Le tavole 8a e 8b riportano alcuni indicatori di qualità delle previsioni ottenuti con i singoli modelli nazionali e con il loro insieme, mentre nella tavola 9 sono alcune statistiche sintetiche sulla bontà delle stime. Con riferimento alle previsioni sul 1994, gli errori medi assoluti ottenuti con i modelli nazionali appaiono inferiori all'l,7% per l'Italia, la Francia ed il Regno Unito, mentre nella simulazione con il modello «completo», gli errori sono compresi tra il 1,7% del Regno Unito ed il 2,5% dell'Italia e della Francia. Molto più alto appare, invece, l'errore commesso per la Germania, il quale risulta intorno al 3,12% nel primo caso e al 5,25% nel secondo.

Sul periodo gennaio-dicembre 1995 gli errori commessi dal modello, pur restando contenuti, appaiono leggermente più elevati per tutti i paesi eccetto che per il Regno Unito e (nel modello «completo») per l'Italia. Anche in questo caso l'errore commesso per la Germania risulta nettamente più elevato. Come si vede nel grafico 3a), il modello sovrastima la produzione tedesca fin dal primo mese, ma in modo abbastanza omogeneo nei vari periodi, il che segnala la capacità del modello nel rappresentare correttamente l'evoluzione congiunturale della produzione in corso d'anno.

Dal confronto con gli errori ottenuti sulla base dei modelli univariati e di quelli a funzione di trasferimento emerge come per il Regno Unito gli errori connessi con il modello allargato risultino in linea con quelli ottenuti con i metodi time series mentre per tutti gli altri paesi, e in particolare per la Germania, gli errori ottenuti con il modello econometrico sono nettamente superiori agli altri.

GRAF. 2

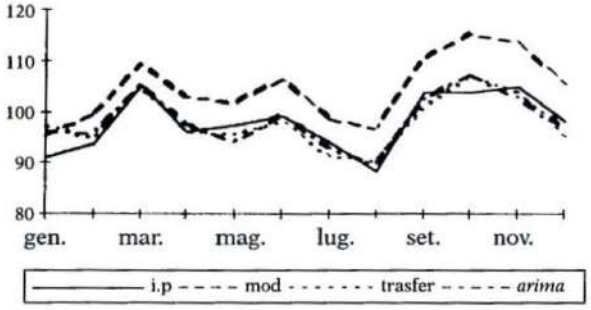
SCHEMA TEORICO DEL MODELLO
DI DETERMINAZIONE DELLA PRODUZIONE



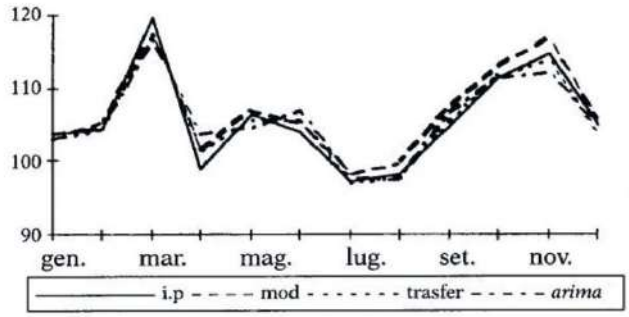
GRAF. 3

PREVISIONE DELLA SERIE DI PRODUZIONE INDUSTRIALE
1995

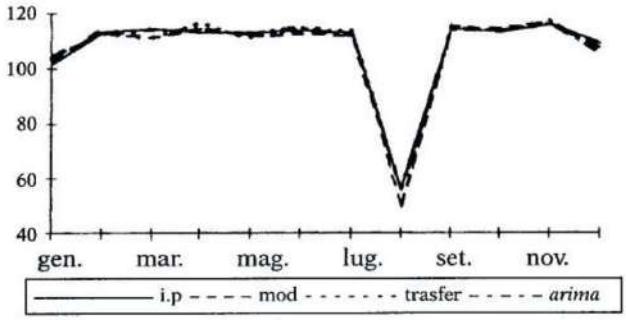
Germania *a)*



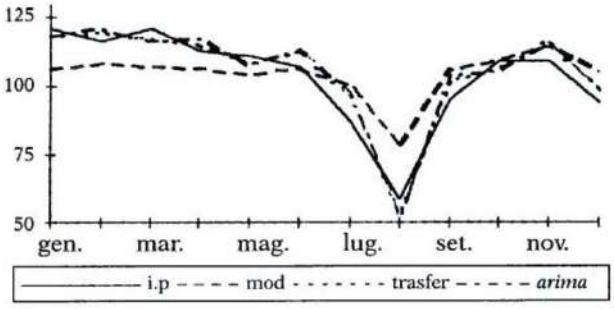
Regno Unito *b)*



Italia *c)*



Francia *d)*



Tav. 8*a*

ANALISI DELLA CAPACITÀ PREVISIVA
(1994.01-1994.12) *

	Italia	Regno Unito	Francia	Germania
analisi effettuata sui singoli modelli nazionali				
EM	–0,07	–1,05	–1,25	–4,80
EAM	1,70	1,43	1,39	3,12
EQM	2,22	1,70	1,72	1,01
analisi effettuata sul modello comprendente tutti i paesi				
EM	–1,55	–1,18	–2,50	–5,25
EAM	2,53	1,70	2,50	5,25
EQM	3,14	1,70	2,81	5,91

Tav. 8*b*

ANALISI DELLA CAPACITÀ PREVISIVA
(1995.01-1995.12) *

	Italia	Regno Unito	Francia	Germania
analisi effettuata sui singoli modelli nazionali				
EM	–1,59	0,80	2,62	6,54
EAM	2,07	1,26	3,85	6,54
EQM	2,55	1,37	4,97	6,85
analisi effettuata sul modello comprendente tutti i paesi				
EM	–0,90	0,90	2,92	6,77
EAM	1,70	1,36	4,19	6,77
EQM	2,36	1,37	5,35	7,07

Legenda:
EM = errore medio
EAM = errore medio assoluto
EQM = radice quadrata dell'errore quadratico medio
* Gli indici sono calcolati in percentuale della media del valore effettivo calcolata sul periodo di previsione

4. La trasmissione internazionale di *shock* monetari: un meccanismo basato sulle aspettative

I modelli descritti nel paragrafo precedente configurano l'esistenza di un particolare legame tra le economie europee, il quale si esplica attraverso variazioni delle aspettative di domanda e di produzione che si formano nei singoli paesi e si aggiunge a quello, usualmente inserito nei modelli econometrici, basato sulla domanda effettiva. Il fatto che i piani di produzione formulati in un paese siano influenzati dalle aspettative di domanda, le quali, a loro volta, sono basate sui piani di produzione effettuati negli altri paesi, infatti, implica un rafforzamento delle connessioni introdotte nei modelli econometrici *multi-country* disponibili con riferimento all'economia europea[17]. Inoltre, la presenza del tasso d'interesse reale nazionale nell'equazione degli ordini effettivi e la contemporanea esistenza di una significativa componente estrapolativa nella definizione delle attese di domanda determina un immediato legame tra le condizioni monetarie prevalenti in un paese ed il livello di attività che si realizza in tutti gli altri, con evidenti effetti di retroazione sul primo attraverso modifiche del volume del commercio intra-europeo.

I canali classici attraverso cui variazioni dei tassi d'interesse hanno effetto sulle variabili reali (tipicamente il livello del Prodotto interno lordo) sono fondamentalmente tre: 1) la spesa per consumi, mediante i tipici effetti reddito e ricchezza; 2) la spesa per l'acquisto di scorte di prodotti finiti, semilavorati e materie prime; 3) la spesa per investimenti fissi lordi, a causa di variazioni del costo del capitale[18].

Simulazioni comparative dei cinque principali modelli *multi- country* europei (Withley [26]) segnalano l'esistenza di un legame significativo e negativo tra tassi d'interesse nominali e livello del PIL per tutti i quattro paesi considerati in questo lavoro[19]. L'entità della riduzione del PIL derivante da un aumento di un punto percentuale dei tassi d'interesse a

[17] Per un'analisi comparata di alcuni modelli *multi-country* v. BARRELL L. – LE DEM J. (2).

[18] In alcuni casi, si può avere un effetto diretto sull'occupazione. attraverso modifiche dei prezzi relativi del lavoro e del capitale.

[19] Solo nel caso dell'1talia, a causa dell'alto livello dello *stock* di debito pubblico detenuto dalle famiglie, uno dei cinque modelli considerati nelle simulazioni comparate segnala una relazione positiva derivante da una prevalenza dell'effetto ricchezza nella

breve ed a lungo termine nei singoli paesi appare piuttosto differenziato a seconda dei modelli utilizzati. Con riferimento al terzo anno successivo al momento iniziale della simulazione, ed utilizzando il valore modale dell'elasticità mostrato dai vali modelli, la riduzione del PIL è vicina all'l% per la Germania, allo 0,5% per la Francia e l'Italia, mentre per il Regno Unito le stime appaiono molto variabili. Pur nella diversità dei risultati, in generale, tutti i modelli segnalano una maggior reattività dell'economia tedesca a variazioni dei tassi d'interesse.

Al fine di valutare, anche in termini comparativi, la significatività e la rilevanza quantitativa del legame individuato nel nostro modello tra livelli dei tassi d'interesse reali e livelli di attività economica, sono state condotte alcune simulazioni del modello "completo" su un periodo di tre anni. In particolare, si sono ipotizzati, di volta in volta, aumenti (sostenuti) di un punto percentuale dei tassi d'interesse rilevanti in ciascuno dei paesi presi in considerazione, confrontando il risultato della simulazione con quello ottenuto da una simulazione dinamica del modello in assenza di modifiche delle variabili esogene. I grafici 4a)-*4d)* riportano i rapporti calcolati tra i valori ottenuti nella simulazione "disturbata" e quelli derivati nella simulazione "di controllo" per gli indici della produzione industriale nei vari paesi.

Ad esempio, nel grafico *4a)* si possono osservare gli effetti di un aumento del tasso d'interesse nel Regno Unito sul livello della produzione in tutti e quattro i paesi. Il modello segnala una riduzione dell'indice britannico concentrato nel secondo anno di simulazione, con un effetto finale, dopo tre anni dall'inizio dell'esercizio, di circa lo 0,4%. Significativa risulta anche la riduzione della produzione tedesca (-0,35%), mentre contenuti sono gli effetti negativi sui livelli di attività in Francia e Italia (-0,1%).

Un aumento del tasso d'interesse in Francia esercita un effetto negativo sulla produzione di quel paese in tempi piuttosto rapidi e pari a circa l'l,8% dopo tre anni; rilevante appare anche l'influenza esercitata sui livelli di attività in Germania (-1,5%) e in Italia (-0,6%). Al contrario,

funzione del consumo.

l'effetto di una crescita del tasso tedesco è forte sulla produzione nazionale (-1,0% dopo tre anni), ma nettamente più contenuto su quella degli altri *partners* (-0,2% in Francia e Italia).

Infine, il livello di produzione italiano reagisce rapidamente ad un peggioramento delle condizioni monetarie prevalenti nel nostro paese (con un effetto pari a -1,0% dopo tre anni), determinando un ribasso sia della produzione tedesca, sia (ancorché in misura minore) di quella francese (rispettivamente, -0,6% e -0,2% dopo tre anni).

Come atteso, per tutti i paesi l'aumento del tasso d'interesse nazionale ha un effetto più ampio sulla produzione del paese nel quale esso si è verificato, ma è interessante notare la rilevanza dell'effetto di trasmissione per tutti i paesi europei, con la sola eccezione del Regno Unito, il quale sembra essere poco influenzato da variazioni dei tassi d'interesse negli altri tre paesi. Il legame maggiore tra livello della produzione industriale e del tasso d'interesse interno si ritrova per la Francia (-1,8% dopo tre anni); Italia e Germania mostrano un'elasticità molto simile e pari all'1%, mentre più bassa (-0,4%) appare quella stimata per il Regno Unito. La produzione tedesca, inoltre, è quella che maggiormente risente di modifiche dei tassi negli altri paesi europei, fenomeno che assume un certo rilievo anche per la produzione industriale italiana. Infine, va segnalata l'immediata reattività della produzione francese e di quella italiana ai movimenti dei tassi d'interesse nazionali, mentre per Regno Unito e Germania gli effetti iniziano a manifestarsi con quasi un anno di ritardo.

I risultati ora descritti appaiono compatibili con quelli derivanti dall'impiego dei modelli *multi-country* richiamati in precedenza, tanto più che il nostro modello si riferisce unicamente al settore dell'industria in senso stretto. Va però sottolineato come gli effetti di riduzione della produzione a seguito dell'aumento dei tassi d'interesse stimati dal nostro modello dipendano, in modo cruciale dal meccanismo di trasmissione che passa attraverso le aspettative di domanda e di produzione. Ripetendo gli esercizi di simulazione in presenza di una "sterilizzazione" del legame tra attese di domanda in un paese e piani di produzione formulati negli altri, infatti, l'effetto depressivo sulla produzione derivante

da modifiche dei tassi d'interesse nazionali viene drasticamente a ridursi (grafici 5a*)-5d)*). Infine, va tenuto presente che, in presenza degli accordi di cambio previsti dal sistema monetario europeo, i movimenti dei tassi di interesse in Germania e in Francia (set. 1992-nov. 1996) appaiono strettamente correlati, soprattutto negli ultimi anni.

D'altra parte, anche nel periodo in cui l'Italia non ha aderito agli accordi (set. 1992-nov. 1996), i movimenti dei tassi europei hanno influenzato significativamente l'andamento dei rendimenti dei titoli italiani, sia a breve, che a lungo termine. Nella realtà, quindi, l'aumento del tasso di interesse in un paese "dominante", come la Germania, tende ad influenzare anche i tassi negli altri paesi, con un effetto di trasmissione sulla produzione nazionale, ben più ampio di quello fin qui esaminato. Gli effetti dominanti da un aumento simultaneo di un punto percentuale dei tassi rilevanti in tutti i paesi considerati mostrano la sostanziale indipendenza della produzione britannica da variazioni dei tassi negli altri paesi europei e un effetto depressivo sugli altri tre paesi pari a circa -0,5% dopo un anno ed a -1,5% dopo due anni. Nel terzo anno si nota una certa divaricazione tra la Germania da un lato, con una riduzione superiore al 3%, e Francia e Italia, dall'altro, con un effetto finale vicino al 2%. Considerando che nel nostro modello sono chiaramente assenti gli effetti di retroazione dei più complessi modelli econometrici, è interessante notare che la "graduatoria" dei paesi rispetto alla dipendenza della produzione dai tassi di interesse è molto simile a quella individuata dai modelli *multi-county* citati in precedenza.

5. Conclusioni

In questo lavoro si sono utilizzati differenti modelli di previsione degli indici della produzione industriale nei quattro principali paesi dell'unione europea. In particolare, si è proceduto alla costruzione di modelli *ARIMA*, di modelli a funzione di trasferimento e di modelli econometrici mensili di piccole dimensioni basati fondalmentamente sulle inchieste congiunturali a cadenza mensile. Tali modelli sono in grado di fornire previsioni degli indici della produzione su un orizzonte variabile tra uno e dodici mesi.

I modelli econometrici sono stati costruiti per ciascuno dei paesi analizzati (Germania, Francia, Italia e Regno Unito) con riferimento al periodo 1987-1995, utilizzando, all'interno di uno schema teorico di comportamento delle imprese industriali in condizioni d'incertezza, indicatori tratti da *business surveys* relativi agli ordinativi effettivi del settore industriale, alle scorte di prodotti finiti, alle aspettative di domanda e ai piani di produzione.

Particolare interesse riveste la presenza, all'interno dei modelli econometrici, di relazioni tra i piani di produzione formulati in un paese e quelli formulati negli altri paesi, dalle quali discende l'esistenza di un meccanismo di trasmissione internazionale di impulsi di natura monetaria e reale attraverso le aspettative di domanda e non solo mediante l'usuale canale del commercio internazionale.

I risultati ottenuti nella previsione della produzione industriale sulla base dei modelli *ARIMA* e delle funzioni di trasferimento appaiono abbastanza soddisfacenti: gli errori medi assoluti che caratterizzano le previsioni relative al biennio 1994-1995 sono compresi, a seconda dei paesi e degli orizzonti di previsione (da uno a quattro mesi), tra l'1 e il 3% circa, mentre i profili ciclici delle previsioni seguono molto da vicino quelli dei dati effettivi.

Le previsioni ottenute sulla base dei modelli econometrici riferite ad un orizzonte temporale di un anno sono caratterizzate, per quasi tutti i paesi, da errori relativamente contenuti, sia negli esercizi condotti utilizzando i singoli modelli nazionali, sia impiegando simultaneamente l'insieme dei modelli. Solo per la Germania si manifesta un errore relativamente elevato nella media dell'anno, benché il modello appaia in grado di fornire previsioni che replicano correttamente il profilo infrannuale effettivo della produzione industriale.

L'ultima parte del lavoro è stata dedicata all'esame delle caratteristiche del meccanismo di trasmissione internazionale di *shock* di natura monetaria che si possono manifestare in un singolo paese. In particolare, alcuni esercizi di simulazione condotti considerando simultaneamente i modelli econometrici nazionali hanno messo in luce come variazioni dei tassi che intervengono in un paese esercitino, attraverso modifiche delle

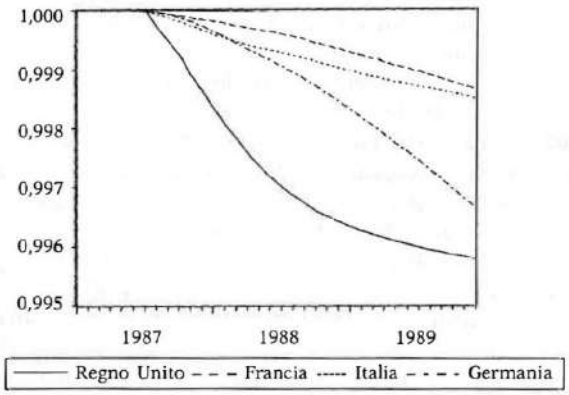
aspettative di domanda e di produzione, significativi effetti sui livelli produttivi di tutti gli altri paesi. Tale legame appare più forte all'interno delle economie continentali, mentre il Regno Unito sembra meno dipendente da mutamenti dei tassi degli altri paesi. L'esistenza di un tale meccanismo testimonia la stretta integrazione tra le ecomomie europee anche dal punto di vista reale e tende a confermare alcune interpretazioni delle recenti fasi cicliche che sottolineano il ruolo del "clima di fiducia" degli operatori economici nel determinare prolungate fasi di stagnazione dell'attività produttiva.

I risultati presentati in questo lavoro appaiono, da un lato, una conferma dell'utilità di un approccio alla previsione a breve termine che privilegia l'uso di informazioni mensili tratte dai sondaggi di opinione che riflettono i piani e le aspettative degli agenti economici; dall'altro lato, segnala la validità di impianti modellistici di piccole dimensioni in cui le interazioni tra le economie europee vengono esplicitamente tenute in considerazione, vista l'elevata integrazione esistente tra di esse in termini non solo strettamente economici, ma anche "psicologici".

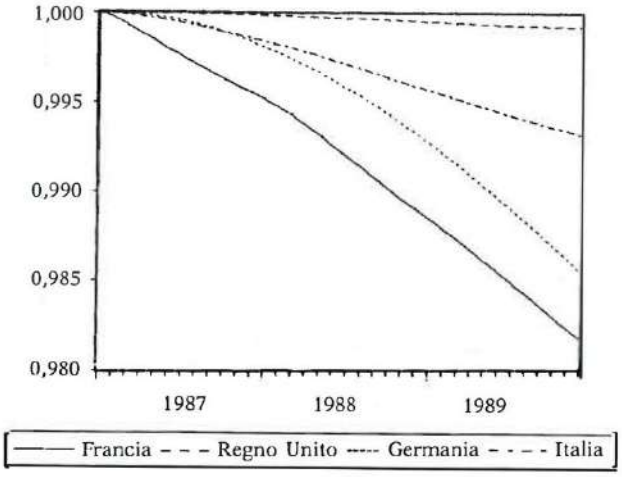
GRAF. 4

EFFETTI CAUSATI DA UNO *SHOCK* NEL TASSO DI INTERESSE IN UN SINGOLO PAESE SUGLI INDICI DI PRODUZIONE INDUSTRIALE IN TUTTI I PAESI (RAPPORTO TRA LA SOLUZIONE DISTURBATA E QUELLA CONTROLLATA)

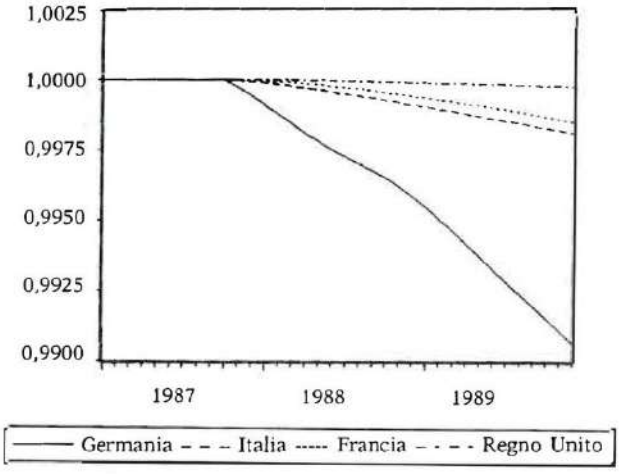
a) Shock *sul tasso di interesse nel Regno Unito*



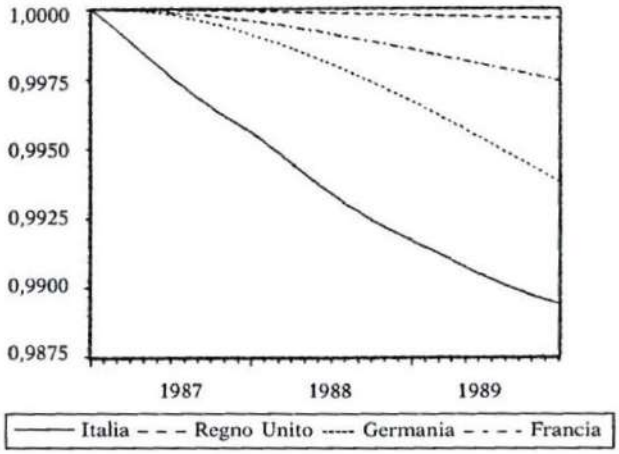
b) Shock *sul tasso di interesse in Francia*



c) Shock *sul tasso di interesse in Germania*



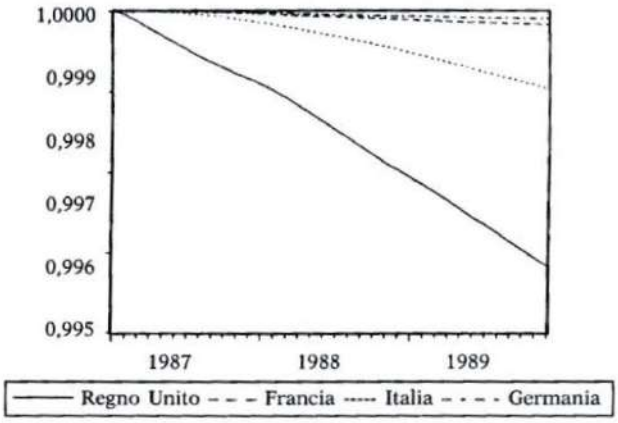
d) Shock *sul tasso di interesse in Italia*



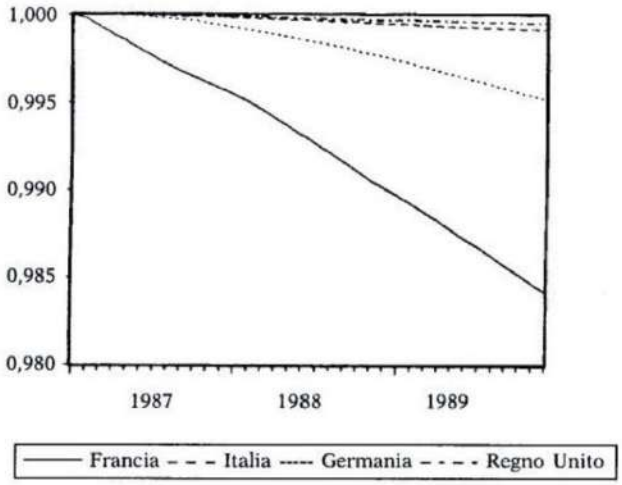
GRAF. 5

EFFETTI CAUSATI DA UNO *SHOCK* NEL TASSO DI INTERESSE IN UN SINGOLO PAESE SUGLI INDICI DI PRODUZIONE INDUSTRIALE IN TUTTI I PAESI IN ASSENZA DEL CANALE DI TRASMISSIONE OPERANTE ATTRAVERSO LE ASPETTATIVE (RAPPORTO TRA LA SOLUZIONE DISTURBATA E QUELLA CONTROLLATA)

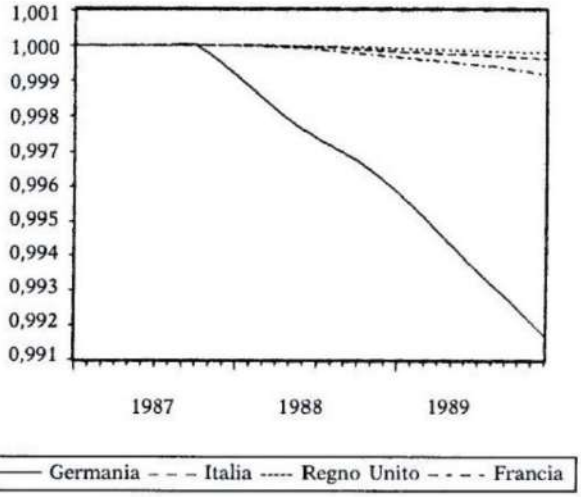
a) Shock *sul tasso di interesse nel Regno Unito*



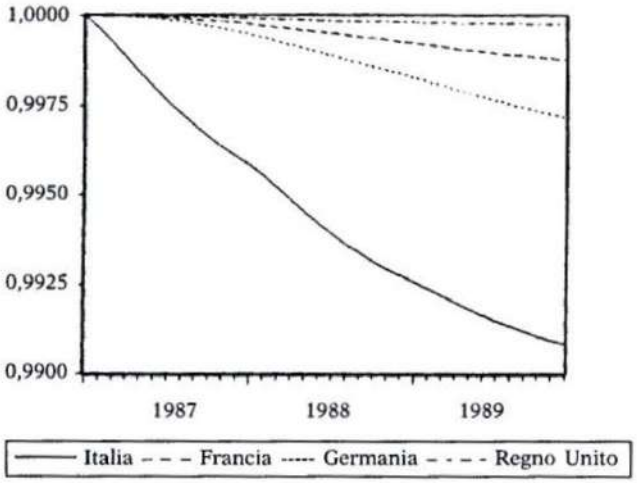
b) Shock *sul tasso di interesse in Francia*



c) Shock *sul tasso di interesse in Germania*



d) Shock *sul tasso di interesse in Italia*



Tav. 9

TEST STATISTICI MODELLI NAZIONALI

	R^2 corretto	errore *standard* della regressione	somma dei residui al quadrato
		Francia	
EPIFR	0,93	3,08	780,3
IPIFR	0,98	0,01	0,02
DTGFR	0,99	2,43	480,8
SCOFR	0,89	3,26	967,1
		Germania	
EPIGE	0,95	2,50	576,5
IPIGE	0,96	0,01	0,02
DTGGE	0,99	2,07	403
SCOGE	0,98	1,38	168,5
EDTGE	0,88	4,55	1803,1

(segue)

Tav. 9 *(segue)*

TEST STATISTICI MODELLI NAZIONALI

	R^2 corretto	errore *standard* della regressione	somma dei residui al quadrato
	Regno Unito		
EPIUK	0,93	4,30	1665,3
IPIUK	0,96	0,01	0,02
DTGUK	0,98	3,24	947,5
SCOUK	0,93	2,03	375,1
	Italia		
EPIIT	0,96	2,24	425,2
IPIIT	0,99	0,02	0 0,05
DTGIT	0,97	2,76	672,8
SCOIT	0,87	2,26	470,7
EDTIT	0,89	3,57	1093,9

Legenda:
EPI = produzione industriale attesa
IPI = produzione industriale effettiva
DTG = domanda totale effettiva di prodotti industriali
SCO = livello scorte di prodotti finiti
EDT = domanda attesa di produzione industriale

EDTM = domanda attesa per il mese *t*
UDT = errore di previsione sulla domanda
EPIC = media pond. delle aspettative di produzione negli altri tre paesi considerati
IPIC = dinamica della produzione media negli altri tre paesi considerati
RGO = tasso di interesse reale sui titoli pubblici a medio e lungo termine
RTR = tasso di interesse reale sui titoli di Stato a breve termine

APPENDICE

1.Condizioni per l'identificazione del modello.

Il modello considerato per ogni singolo paese si può semplificare in:

eq. (1) $IPI = a_1 EPI + a_2 WD$
eq. (2) $EPI = b_1 EDT + b_2 SCO + b_3 IPI$
eq. (3) $EDT = c_1 DTG + c_2 EPIC$
eq. (4) $DTG = d_1 IPIC + d_2 USA + d_3 EPI + d_4 RGO$
eq. (5) $SCO = e_1 EDT + e_2 EPI + e_3 RGO$

Variabili endogene:

IPI = produzione industriale effettiva
EPI = attese di produzione
EDT = attese di domanda
DTG = ordini totali
SCO = scorte rispetto al normale
USA = produzione industriale degli Stati Uniti

Variabili esogene:

EPIC = media ponderala delle aspett. di prod. negli altri tre paesi considerati
IPIC = dinamica della produzione media negli altri tre paesi considerati
RGO = tasso di interesse reale sui titoli pubblici a me- dio e lungo termine
WD = giorni lavorativi

Order condition (condizione necessaria ma non sufficiente):

Regola:
se $k = g - 1$, l'equazione è esattamente identificata
se $k > g - 1$, l'equazione è sovra-identificata
se $k < g - 1$, l'equazione è sotto-identificata

dove:
k = numero totale delle variabili (endogene ed esogene) non pre–senti nell'equazione;
g = numero delle variabili endogene presenti nel sistema.

Nel nostro modello $g = 5$, quindi il numero delle variabili non presenti deve essere almeno uguale a 4 (k=4)

eq. *(1)* $k = 7$; sovra-identificata;
eq. *(2)* $k = 6$; sovra-identificata;
eq. *(3)* $k = 7$; sovra-identificata;
eq. *(4)* $k = 5$; sovra-identificata;
eq. *(5)* $k = 6$; sovra-identificata;

Rank condition (condizione necessaria e sufficiente):

Equazioni	IPI	EPI	EDT	DTG	SCO	EPIC	IPIC	USA	RGO	WD
(1)	X	X	o	o	o	o	o	o	o	X
(2)	X	X	X	o	X	o	o	o	o	o
(3)	o	o	X	X	o	X	o	o	X	o
(4)	o	X	o	X	o	o	X	X	X	o
(5)		X	X	o	X	o	o	o	X	o

La regola per l'identificazione di ogni equazione è la seguente:
1) cancellare una particolare riga; 2) considerare le colonne corrispondenti agli zero di quella particolare riga; 3) se la matrice così ottenuta presenta un determinante non nullo (tutte le righe devono contenere almeno un elemento diverso da 0) allora l'equazione è identificata.

eq. *(1):* risulta identificata

Equazioni	EDT	DTG	SCO	EPIC	IPIC	USA	RGO
(2)	X	o	X	o	o	o	o
(3)	X	X	o	X	o	o	o
(4)	o	X	o	o	X	X	X
(5)	X	o	X	o	o	o	X

eq. (2): risulta identificata

equazioni	*DTG*	*EPIC*	*IPIC*	*USA*	*RGO*	*WD*
(1)	o	o	o	o	o	*X*
(3)	*X*	*X*	o	o	o	o
(4)	*X*	o	*X*	*X*	*X*	o
(5)	o	o	o	o	*X*	o

eq. *(3):* risulta identificata

equazionì	*IPI*	*EPI*	*sco*	*IPIC*	*USA*	*RGO*	*WD*
(I)	*X*	*X*	o	o	o	o	*X*
(2)	*X*	*X*	*X*	o	*X*	o	o
(4)	o	*X*	o	*X*	o	*X*	o
(5)	o	*X*	*X*	o	o	*X*	o

eq. *(4):* risulta identificata

equazioni	*IPI*	*EDT*	*sco*	*EPIC*	*W D*
(1)	*X*	o	o	o	*X*
(2)	*X*	*X*	*X*	o	o
(3)	o	*X*	o	*X*	o
(5)	o	*X*	*X*	o	o

eq. *(5):* risulta identificata

equazioni	*IPI*	*DTG*	*EPIC*	*IPIC*	*USA*	*WD*
(1)	*X*	o	o	o	o	*X*
(2)	*X*	o	o	o	o	o
(3)	o	*X*	*X*	o	o	o
(4)	o	*X*	o	*X*	*X*	o

BIBLIOGRAFIA

[1] BANCA D'ITALIA, *Modello trimestrale dell'economia italiana*, «Temi di Discussione», n. 80, Roma, Banca d'Italia, 1986.

[2] BARREL L. – LE DEM J., *Special issue on european macro-economerric modelling of the world economy*, «Journal of Forecasting», vol. 11, n. 5, ago. 1992.

(3) BODO G. – SIGNORINI F., *Uno schema per la previsione a breve termine della pro- duzione industriale*, «Temi di Discussione», n. 55, Roma, Banca d'Italia, 1985.

[4] ----, *Short term forecasting of the industriai production index*, «Inter– national Journal of Forecasting», n. 3, 1987.

[5] BODO G. – CIVIDINI A. - SIGNORINI L.F., *Forecasting the italian production index in real time*, «International Journal of Forecasting», n. 3, 1991.

[6] BRUNO G. - CUBADDA G. - GIOVANNINI E. - LUPI C., *The flash estimate of the italian real gross domestic product*, lavoro presentato al Workshop Internazionale Eurostat-lnsee su «Ouarterly National Accounts», Parigi, dic., 1995.

[7] CARLUCCI F., *Un'analisi di breve periodo di tre economie della Cee*, Roma, Banca d'Italia, Ricerche e metodi per la politica economica, 1989.

[8] CONTI V., *Produzione e domanda in un modello di disequilibrio*, «Contributi alla Ricerca Economica», Roma, Banca d'Italia, 1975.

[9] CONTI V. - FILOSA R., *Offerta interna, importazioni di manufatti e scorte in un modello di disequilibrio*, «Giornale degli Economisti ed Annali di Economia», n. 1. 1980.

[9 bis] D'ELIA E., *La quantificazione dei risultati dei sondaggi congiunturali: un confronto tra procedure*, "Rassegna dei Lavori dell'ISCO", n. 13, 1991.

[10] DI CESARE - TOLOTTI, *Stima dei coefficienti di reuifica basate sui consumi di elettricità*, lavoro presentato al workshop SIS «*Il trattamento dei dati per l'analisi congiunturale*», Roma, ott. 1994.

[11] GENNARI P., *L'uso delle indagini congiunturali ISCO per la previsione*

degli indici della produzione industriale, «Rassegna dei Lavori dell'ISCO» n. 13 1991.

[12] GENNARI P. - GIOVANNINI E., *La stima trimestrale dei conti nazionali mediante modelli a parametri variabili*, «Quaderni di Ricerca», n. 5, Roma, ISTAT, 1993

[13] GENNARI P., *Business cycle analysis and industrial production forecasts*, in BALDASSARRI M. - ANNUNZIATO P. (a cura di) *Is the economic cycle still alive?*, New York, St. Martin's Press, 1994.

[14] GENNARI P. - GIOVANNINI E. – SARTORE D., *L'impiego di modelli a parametri variabili per la previsione della produzione industriale*, «Quaderni di Statistica ed Econometria», n. 2, 1992.

[15] GIOVANNINI E., *La previsione degli indici mensili della produzione industriale mediante l'uso dei sondaggi d'opinione*, Università di Camerino «Quaderni dell'Istituto di Studi Economici e Sociali», n. 4, 1985.

[16] ----, *A methodology for an early estimate of quarterly national accounts*, «Economia Internazionale», voi. XLI, nn. 3-4, 1988.

[17] ----, *Un modello per l'analisi della dinamica del settore industriale italiano nel breve periodo*, Roma, Banca d'Italia «Ricerche e metodi per la politica economica», 1989.

[18] ----, *Fabbisogno pubblico, politica monetaria e mercati finanziari*, Milano, F.Angeli, 1992.

[19] ----, *A monthly model of the industrial sector for business-cycle analysis,* in BALDASSARRI M. - ANNUNZIATO P. (a cura di) «Is the economic cycle still alive?», New York, St. Marlin's Press, 1994.

[20] ISTAT, *La destagionalizzazione degli indici della produzione industriale*, «Note e Relazioni ISTAT, n. 2, 1987.

[21] OCDE, *Main economic indicators*, OCDE, vari anni

[22] PARIGI G. - SCHLITZER G., *Predicting consumption of italian households by means of leading indicators*, Roma, Banca d'Italia «Temi di Discussione», n. 234, 1994.

[23] POLITI M., *La rettifica delle serie storiche economiche per tenere conto della diversità dei giorni e dei mesi*, lavoro presentato al workshop SIS «*Il trattamento dei dati per l'analisi congiunturale*», Roma, ott. 1994.

[24] SCHLITZER G., *«Metodi per la stima in tempo reale della produzione industriale. Una riconsiderazione ed un confronto»*, Roma, Banca d'Italia «Temi di Discussione•, n. 191, 1993.
[25] VISCO I., *Analisi quantiiativa e guida all'azione di politica economica*, Banca Toscana «Studi e Informazioni», n. 3, 1987.
[26] WITHLEY J.D., *Comparative simulation analysis of the european multicountry models»*, "Journal of Forecasting", vol. 11, 1992

Maria Giovanna Piras, laureatasi presso l'Università di Cagliari e specializzatasi in economia ed econometria presso l'University of Southampton (Regno Unito), ha completato il suo percorso di ricercatrice presso il Dipartimento di Contabilità nazionale dell'Istat. Tra il 1992 e il 2019 ha curato numerosi contributi su temi di statistica e di economia, tra cui la difficile convergenza reddituale delle regioni italiane, gli indicatori socio-economici e territoriali per le politiche di coesione, le previsioni di breve termine, l'input di lavoro nelle sue diverse dimensioni, strategie e analisi delle revisioni dei principali aggregati dei conti nazionali.

Stefano Usai è professore in Economia Applicata presso il dipartimento di Scienze Economiche ed Aziendali dell'Università di Cagliari. È stato direttore del Centro Ricerche Economiche Nord-Sud e Presidente della Facoltà di Scienze Economiche, Giuridiche e Politiche. La sua ricerca si concentra sulla crescita economica regionale, con particolare attenzione alla produzione e diffusione della conoscenza, e ai processi legati al cambiamento tecnologico e al cambiamento strutturale.

Francesco Zollino è Direttore presso la Banca d'Italia, attualmente incaricato dell'integrazione del patrimonio informativo dell'Istituto. È stato ricercatore nel Dipartimento di Economia e statistica, dirigendo l'analisi congiunturale, poi collaborando alla direzione del Servizio Congiuntura e politica monetaria. È stato consigliere del Ministro dell'Università e della ricerca per le strategie del PNRR. I suoi temi di interesse includono la produttività, la competitività internazionale, il risparmio delle famiglie, il mercato immobiliare e i suoi riflessi per la politica monetaria e la stabilità finanziaria.

ISBN 978-88-3312-163-5
ISBN 978-88-3312-168-0 (versione online)
DOI: 10.13125/unicapress.978-88-3312-168-0