

LE STIME MENSILI SUL MERCATO DEL LAVORO

METODOLOGIA E ANALISI
DELLA QUALITÀ DEI DATI





LE STIME MENSILI SUL MERCATO DEL LAVORO METODOLOGIA E ANALISI DELLA QUALITÀ DEI DATI

Contenuti a cura di: Silvia Loriga, Andrea Spizzichino.

Attività editoriali: Nadia Mignolli (coordinamento), Alfredina Della Branca, Marco Farinacci e Alessandro Franzò.

Responsabile per la grafica: Sofia Barletta.

ISBN 978-88-458-2094-6

© 2022

Istituto nazionale di statistica
Via Cesare Balbo, 16 - Roma



Salvo diversa indicazione, tutti i contenuti pubblicati sono soggetti alla licenza Creative Commons - Attribuzione - versione 3.0.
<https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/it/>

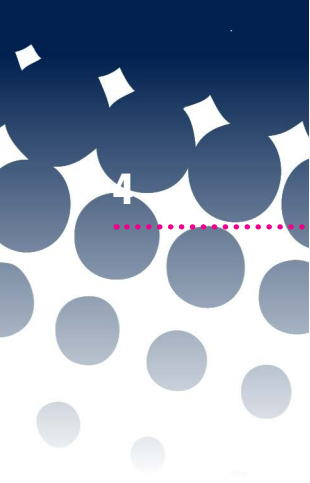
È dunque possibile riprodurre, distribuire, trasmettere e adattare liberamente dati e analisi dell'Istituto nazionale di statistica, anche a scopi commerciali, a condizione che venga citata la fonte.

Immagini, loghi (compreso il logo dell'Istat), marchi registrati e altri contenuti di proprietà di terzi appartengono ai rispettivi proprietari e non possono essere riprodotti senza il loro consenso.



INDICE

	Pag.
Premessa	5
1. La domanda informativa per un'analisi congiunturale del mercato del lavoro	7
1.1 La Rilevazione forze lavoro	7
1.2 L'avvio della produzione di stime mensili	10
2. La metodologia di stima	13
2.1 La produzione di stime mensili basate sulla Rilevazione forze lavoro	13
2.2 Gli stimatori <i>regression composite</i>	13
2.2.1 <i>Lo stimatore regression composite per la produzione delle stime mensili della Rfl</i>	15
2.2.2 <i>Costruzione dei totali noti</i>	19
2.2.3 <i>Stima della varianza campionaria</i>	20
2.3 La destagionalizzazione e la riconciliazione	22
2.3.1 <i>Il processo di destagionalizzazione del dato mensile sul mercato del lavoro</i>	23
2.3.2 <i>La tecnica di destagionalizzazione</i>	23
2.3.3 <i>Approccio diretto e indiretto, le variabili e il tempo</i>	24
2.3.4 <i>La riconciliazione</i>	25
2.3.5 <i>I dati diffusi</i>	27
2.4 Il processo di produzione delle stime mensili	27
2.4.1 <i>Stime mensili provvisorie e definitive</i>	28
3. La valutazione della qualità	33
3.1 Le dimensioni della qualità	33
3.1.1 <i>Le revisioni e i triangoli di revisione</i>	35
3.1.2 <i>Analisi della volatilità</i>	39
3.1.3 <i>L'accuratezza</i>	41
4. La ricostruzione delle serie storiche	43
4.1 Il quadro di riferimento	43
4.2 La ricostruzione delle serie storiche mensili	44
4.3 Ulteriori aggiornamenti e principali risultati	47



	Pag.
Glossario	51
Riferimenti bibliografici	53

PREMESSA¹

La disponibilità di dati statistici tempestivi, caratterizzati cioè da un ridotto lag temporale tra periodo di riferimento e diffusione del dato, è essenziale per poter condurre utili analisi congiunturali, ovvero studi delle dinamiche di breve periodo. I dati mensili ottenuti dalla Rilevazione forze lavoro (Rfl) intendono rispondere a questa domanda informativa, fornendo le stime dei principali aggregati e indicatori sul mercato del lavoro a circa trenta giorni dal mese di riferimento dei dati.

La Rfl è un'indagine campionaria condotta dall'Istat in modo continuativo sulle famiglie residenti in Italia ed è regolamentata in ambito europeo (*Labour force survey - Lfs*); nonostante sia stata progettata per la produzione di stime trimestrali, la continuità dell'indagine viene sfruttata per produrre anche indicatori con cadenza mensile.

La diffusione dei dati mensili della Rfl è stata avviata alla fine del 2009 ed ha richiesto uno studio progettuale della durata di due anni – finanziato da Eurostat con un grant dal titolo “*Improvement of quality of monthly unemployment statistics*” – che ha permesso di mettere a punto la metodologia di stima, la strategia e il processo di produzione. A distanza di oltre un decennio, le stime mensili rappresentano un input fondamentale per l'analisi congiunturale del mercato del lavoro, di notevole impatto sia per i media, sia per gli analisti del settore.

Obiettivo di questo volume è documentare la metodologia scelta, illustrandone le caratteristiche anche in termini di qualità dei dati. Nel dettaglio, il primo capitolo descrive le caratteristiche principali della Rfl, illustrando in particolare: le specificità del disegno campionario funzionali alla produzione delle stime mensili, il ruolo di stimolo avuto da Eurostat nell'avvio della produzione dei dati mensili e l'interesse di Eurostat e degli organismi internazionali alla loro qualità. Nel secondo capitolo si descrive nel dettaglio la metodologia utilizzata, sia per la produzione delle stime dirette, sia per la destagionalizzazione delle serie storiche. Nel capitolo tre si presenta l'analisi di qualità delle stime mensili prodotte e nell'ultimo capitolo si illustra il lavoro di ricostruzione delle serie storiche mensili, condotto al fine di disporre di serie omogenee e confrontabili, depurate dai break indotti dai cambiamenti intervenuti nel processo statistico di Rfl.

¹ Il volume è stato curato da Silvia Loriga e da Andrea Spizzichino. Un ringraziamento particolare va a Claudio Ceccarelli, Tommaso Di Fonzo, Riccardo Gatto, Alessandro Martini, Nicoletta Pannuzi e Michele Antonio Salvatore che nel tempo hanno contribuito sia alla produzione delle stime mensili su occupazione e disoccupazione sia alla redazione di questo volume.

1. LA DOMANDA INFORMATIVA PER UN'ANALISI CONGIUNTURALE DEL MERCATO DEL LAVORO¹

1.1 La Rilevazione forze lavoro

La Rilevazione sulle forze di lavoro (Rfl) è un'indagine campionaria svolta dall'Istat fin dal 1959 e costituisce la principale fonte statistica sul mercato del lavoro italiano dal lato dell'offerta. Mediante interviste condotte su un campione di famiglie vengono raccolte le informazioni che permettono di calcolare le stime degli occupati, delle persone in cerca di lavoro e degli inattivi (per le definizioni si veda il glossario). Tali stime hanno carattere di ufficialità – in ambito nazionale e internazionale – e vengono ampiamente utilizzate per analisi congiunturali e di lungo periodo: i principali indicatori della partecipazione al mercato del lavoro possono essere studiati in serie storica, disaggregando a livello territoriale, settoriale, per posizione professionale e professione, nonché per le principali caratteristiche socio-demografiche della popolazione.

La rilevazione è stata profondamente ristrutturata nel 2004 e nel 2021 ha subito un'ulteriore modifica. Nel 2004, la ristrutturazione è stata dettata dalla necessità di adeguare l'indagine al Regolamento europeo n. 577 del 1998, con l'obiettivo di avere un'indagine campionaria sulle forze lavoro armonizzata in tutti i paesi membri. Le modifiche hanno riguardato molteplici aspetti contenutistici, definitivi, metodologici, tecnici e organizzativi.

Nel 2021, l'adozione del Regolamento europeo n. 1700 del 2019 – che ha istituito un quadro comune per le statistiche europee sulle persone e sulle famiglie, basate su dati a livello individuale ottenuti su campioni (denominato *Icss - Integrated European social surveys - Framework regulation*) – ha modificato la definizione di alcune variabili e il flusso del questionario, ma non ha modificato l'impianto generale, che è rimasto sostanzialmente quello utilizzato a partire dal 2004.

Le innovazioni introdotte nel 2004, volte a rispondere alle accresciute esigenze conoscitive sul mercato del lavoro e a migliorare la qualità della rilevazione, hanno riguardato: *la periodicità dell'indagine*, da una specifica settimana per ciascun trimestre, si è passati a rappresentare tutte le settimane attraverso un'uniforme distribuzione del campione nelle diverse settimane del trimestre (ogni sottocampione fornisce le informazioni facendo riferimento alla settimana in cui è stato campionato, la cosiddetta settimana di riferimento); *i criteri di classificazione degli individui* secondo la condizione professionale, coerenti con le definizioni Eurostat e gli standard internazionali definiti dall'*International labour office (Ilo)*; *l'ampliamento dei contenuti informativi*, per aumentare il dettaglio delle informazioni e adeguarle ai mutamenti intervenuti nel mercato del lavoro; l'utilizzo di tecniche *computer assisted* – in particolare di una tecnica mista Capi (*Computer assisted personal interviewing*) e Cati (*Computer assisted telephone interviewing*) – in sostituzione dei tradizionali questionari di rilevazione cartacei; il ricorso a una rete di rilevatori professionali distribuita sul territorio nazionale per le interviste Capi e centralizzata per le Cati; la creazione di un

¹ Il capitolo è stato redatto da Silvia Loriga.

complesso sistema informativo-informatico a supporto della conduzione dell'indagine, a partire dalla definizione e trasmissione del campione di famiglie dall'Istat ai rilevatori fino alla trasmissione giornaliera dei flussi informativi dai rilevatori all'Istat, passando per il monitoraggio del lavoro sul campo.

Il disegno campionario è stato progettato per assicurare prefissati livelli di precisione delle stime trimestrali a livello regionale e nazionale (requisiti richiesti dal Regolamento europeo); in aggiunta si è cercato di assicurare una precisione minima anche alle stime provinciali in media d'anno.

Il campione è a due stadi, rispettivamente comuni e famiglie, con stratificazione delle unità di primo stadio all'interno di ciascuna provincia sulla base della loro dimensione demografica. In particolare, i comuni vengono suddivisi in autorappresentativi e non autorappresentativi: i primi sono quelli con popolazione superiore a una soglia prestabilita, variabile da provincia a provincia, e rappresentano essi stessi uno strato (sono quindi inclusi nel campione con probabilità uguale a uno); i secondi hanno una popolazione al di sotto della soglia prefissata e vengono pertanto raggruppati all'interno della provincia in modo da ottenere strati con popolazione complessiva tra loro simile. All'interno di ogni strato così formato, viene estratto un comune con probabilità di selezione proporzionale al suo peso demografico nello strato. Dal 2012, il disegno campionario dell'indagine è stato rivisto e, per evitare che i comuni più piccoli dopo alcuni anni si trovassero nella situazione di non avere più nuove famiglie da inserire nel campione, è stato introdotto un meccanismo probabilistico di rotazione di una quota prefissata di comuni campione non autorappresentativi, tra quelli di minore dimensione in termini di ampiezza demografica.

Per garantire l'uniforme distribuzione del campione tra le settimane di ciascun trimestre (requisito richiesto dal Regolamento europeo) a ciascuno strato vengono preassegnate le settimane di riferimento in modo che la dimensione totale del campione a livello regionale risulti (il più possibile) omogenea tra le settimane. Gli strati costituiti dai comuni più grandi partecipano all'indagine tutte le settimane, mentre gli altri strati partecipano per tre settimane a trimestre. Con riferimento a questi ultimi, essendo ciascun trimestre composto da tredici settimane ed essendo i mesi composti da quattro o cinque settimane (vedi capoverso successivo), l'assegnazione delle settimane di riferimento viene effettuata in modo da massimizzare la probabilità che gli strati siano presenti in ognuno dei tre mesi: per questo motivo, le settimane di partecipazione degli strati sono distanziate tra loro di quattro settimane. Ad esempio, se uno strato partecipa all'indagine nella terza settimana del trimestre (appartenente al primo mese), vi parteciperà anche nella settima (secondo mese) e nell'undicesima (terzo mese).

Il numero di settimane che compongono ciascun mese varia di trimestre in trimestre e di anno in anno, in base a una regola stabilita da Eurostat: il mese è composto dalle settimane intere, definite dal lunedì alla domenica, interamente comprese nel mese solare e dalle settimane a cavallo per le quali almeno quattro giorni cadono nel mese in questione; ciò equivale a considerare le settimane il cui giovedì cade nel mese solare (la cosiddetta "regola del giovedì"). In base a questa regola, quindi, il mese può essere composto da quattro o cinque settimane e il trimestre può essere composto i) dai primi due mesi di quattro settimane e il terzo di cinque (4-4-5), ii) da un mese di quattro settimane, uno di cinque e uno di quattro (4-5-4), oppure iii) dal primo mese composto da cinque settimane e gli altri due da quattro (5-4-4). Ne consegue che le prime quattro settimane cadono sempre nel primo mese, le settimane dalla sesta alla ottava sempre nel secondo mese e le ultime quattro settimane, dalla decima alla tredicesima, sempre nel terzo mese. La quinta settimana può

1. La domanda informativa per un'analisi congiunturale del mercato del lavoro

invece cadere nel primo o nel secondo mese, così come la nona può cadere nel secondo o nel terzo.

Ne consegue che, in base al criterio di allocazione temporale del campione alle settimane e alla regola di assegnazione delle settimane ai mesi, non è garantita la presenza di ogni strato in ciascun mese (per gli strati che sono assegnati alla quinta o alla nona settimana). Per gli strati costituiti dai comuni più grandi in termini di ampiezza demografica, che partecipano all'indagine tutte le settimane, è garantita la partecipazione all'indagine in ciascun mese del trimestre. Dal 2012 è stata anche assicurata la presenza nei tre mesi dei comuni capoluogo di provincia, inibendo per loro la possibilità di partecipare all'indagine nella quinta e nella nona settimana del trimestre. In altre parole, il campione mensile comprende, con probabilità uguale a uno, sia gli strati più grandi sia gli strati contenenti i capoluoghi di provincia.

Questa strategia di allocazione temporale del campione tra le settimane di riferimento è stata adottata al fine di garantire una buona rappresentatività del campione nei tre mesi del trimestre, funzionale alla produzione di stime dirette mensili.

In ciascun comune selezionato al primo stadio, si estrare un campione casuale semplice di famiglie dalla lista anagrafica comunale (Lac). Dal 2012, il numero di famiglie estratte è pari a circa 71 mila per trimestre, residenti in circa 1.260 comuni distribuiti in tutte le province del territorio nazionale. Per ogni famiglia estratta (famiglia base), ne vengono estratte altre tre (famiglie sostitutive), residenti nello stesso comune e aventi la stessa cittadinanza (italiana o straniera) del capofamiglia, a cui si ricorre nel caso in cui la famiglia base non voglia o non possa partecipare alla rilevazione. La famiglia base e le tre famiglie sostitutive costituiscono la cosiddetta quartina. Il ricorso alle sostituzioni delle famiglie consente di ottenere un campione realizzato che non si discosta troppo da quello teorico in termini di numero di famiglie intervistate. Di fatto, in ciascun trimestre vengono mediamente intervistate circa 65 mila famiglie (per un totale di circa 130 mila individui); il campione realizzato mensilmente varia infatti da circa 20 mila famiglie, se composto da quattro settimane, a circa 25 mila famiglie, se composto da cinque.

Il disegno dell'indagine è caratterizzato da una struttura longitudinale per cui ogni famiglia partecipa all'indagine quattro volte. In particolare, ogni famiglia viene intervistata per due trimestri consecutivi, salta i successivi due trimestri e viene nuovamente intervistata per altri due trimestri, prima di uscire definitivamente dal campione; lo schema di rotazione è del tipo 2-(2)-2. L'assegnazione della settimana di riferimento per ciascuna famiglia è identica nelle quattro occasioni di indagine: la seconda occasione di indagine è esattamente a 13 settimane dalla prima, la terza a 39 settimane dalla seconda e la quarta a 13 settimane dalla terza. Tale schema di rotazione consente di mantenere invariato circa metà del campione tra trimestri consecutivi e tra gli stessi trimestri di due anni successivi. Similmente, su base mensile si ha una sovrapposizione di circa metà del campione a distanza di tre mesi e di dodici mesi.

Questo schema di rotazione bilancia le esigenze di produzione di stime di "livello" e di "variazione": l'affidabilità delle stime di livello migliora al crescere del numero di famiglie che si rinnovano di periodo in periodo, mentre le stime di variazione risultano tanto più stabili quanto più consistente è la quota di famiglie in comune tra una rilevazione e l'altra. Lo schema adottato permette inoltre di effettuare analisi longitudinali e di flusso (in particolare a tre e a dodici mesi) che assumono particolare rilevanza nello studio della dinamica del mercato del lavoro.

La prima intervista viene effettuata di norma presso il domicilio della famiglia, da intervistatori professionali che operano sull'intero territorio nazionale, utilizzando la tecnica

Capi. Le interviste successive alla prima, per le famiglie di cui si dispone del numero di telefono, vengono effettuate di norma con la tecnica Cati. Rappresentano un'eccezione le famiglie con persona di riferimento straniera che vengono sempre intervistate con tecnica Capi. Le interviste, appaltate a società appositamente selezionate, vengono condotte da intervistatori formati direttamente dall'Istat, che operano nel pieno rispetto della normativa in materia di protezione dei dati personali.

A ciascun componente della famiglia intervistata vengono poste domande che riguardano la settimana di riferimento (ad esempio per le informazioni utili a classificare gli individui in occupati o non occupati) o le quattro settimane di cui l'ultima è la settimana di riferimento (ad esempio per le domande riguardanti la ricerca di lavoro); le definizioni sono illustrate nel glossario.

Gli intervistatori, sia Capi sia Cati, hanno a disposizione quattro settimane di tempo, dopo la settimana di riferimento, per completare l'intervista (il Regolamento 577/1998 dà la possibilità di utilizzare fino a cinque settimane); le settimane si riducono a tre quando la settimana di riferimento è la dodicesima del trimestre e a due se la settimana è la tredicesima. In tal modo si cerca di agevolare la chiusura delle interviste del trimestre e la successiva elaborazione e diffusione dei dati trimestrali.

Poiché tra gli obiettivi vi è anche la produzione delle stime mensili a trenta giorni dalla fine del mese di riferimento, ai rilevatori viene chiesto comunque di massimizzare la quota di interviste realizzate entro le prime due settimane dalla settimana di riferimento. Questo aspetto verrà meglio illustrato nel prossimo capitolo.

1.2 L'avvio della produzione di stime mensili

Come descritto nel paragrafo precedente e coerentemente con quanto previsto dal Regolamento europeo n. 1700 del 2019, la Rfl è una indagine campionaria trimestrale. Ciò significa che il campione è progettato a livello trimestrale secondo specifici requisiti di precisione delle stime trimestrali e annuali previsti dal suddetto regolamento.

Anche se disegnato per una rilevazione trimestrale, il campione della Rfl rispetta, coerentemente con quanto previsto dal Regolamento europeo, il requisito di uniforme distribuzione delle famiglie da intervistare nelle tredici settimane che compongono il trimestre: ogni settimana del trimestre vengono intervistate circa 5 mila famiglie. In base al meccanismo di assegnazione degli strati del campione alle settimane di riferimento, descritto nel paragrafo precedente, i campioni mensili della Rilevazione forze lavoro pur non coprendo sempre tutti gli strati (nei mesi composti da 4 settimane) risultano comunque ben distribuiti a livello provinciale. Questa strategia di campionamento è stata adottata fin dal 2004, con l'intento di rendere possibile la produzione di stime dirette su base mensile.

Ciò si è concretizzato nel 2009, a seguito di un *Gentlemen's agreement* tra Eurostat e gli Istituti di statistica degli Stati membri, al quale i vari Paesi hanno progressivamente aderito. A partire dai primi anni 2000, infatti, Eurostat ha avviato la diffusione di dati mensili sulla disoccupazione e ha promosso lo studio di metodologie utilizzabili a tale scopo, non essendo questa produzione prevista dal Regolamento europeo allora in vigore (577/1998). La mancanza di un regolamento specifico ha tuttavia permesso ai diversi Paesi di adottare metodologie differenti anche in funzione dalle specificità nazionali.

Il Regolamento europeo n. 1700/2019 e il Regolamento di implementazione n. 2241 del 2019 sulle stime mensili della disoccupazione, hanno introdotto, per la prima volta,

1. La domanda informativa per un'analisi congiunturale del mercato del lavoro

specifici requisiti per la produzione e diffusione dei dati mensili, imponendo standard metodologici, dettaglio informativo e scadenze, con l'obiettivo di armonizzare il più possibile e garantire al tempo stesso ampi margini di flessibilità ai vari Istituti nazionali di statistica, attraverso un ventaglio di possibilità accettabili se opportunamente documentate. Ancora oggi esistono dunque diverse metodologie, applicate dai Paesi membri, che vengono scelte in base alle caratteristiche delle *Labour Force Surveys* (Lfs) nazionali e alla disponibilità di informazioni ausiliarie.

In base al Regolamento europeo n. 2241/2019, Eurostat accetta dati mensili basati su tre diverse metodologie/fonti:

1. statistiche mensili sulla disoccupazione, basate esclusivamente sui dati raccolti dalla Lfs e quindi coerenti con la definizione Ilo, così come specificata nel Regolamento 2019/1700;
2. dati mensili di input sulla disoccupazione, riferiti al numero delle persone registrate ai servizi pubblici per l'impiego dello Stato membro (solitamente i percettori di indennità di disoccupazione);
3. stime mensili della disoccupazione, ottenute combinando i dati trimestrali della Lfs, coerenti con la definizione Ilo, e dati mensili di input sulla disoccupazione, disponibili da fonti amministrative.

I casi 2 e 3 utilizzano metodi di disaggregazione temporale di tipo Denton o Chow-Lin, in cui la serie trimestrale della Lfs rappresenta il *benchmark* di riferimento e quella mensile da fonte amministrativa fornisce l'informazione sulla dinamica mensile; tali metodi vengono applicati da Eurostat nel caso 2 e dallo Stato membro nel caso 3.

Attualmente circa metà degli Stati membri produce statistiche basate esclusivamente sui dati di indagine (opzione 1) e gli altri combinano dati da indagine con dati da fonti amministrative (opzioni 2 e 3).

Le stime ottenute mediante uno dei tre metodi rappresentano l'input per la produzione di serie storiche destagionalizzate, da utilizzare per effettuare analisi congiunturali. Anche in questo caso, il Regolamento europeo n. 2241/2019 ammette tre diversi tipi di forniture da parte degli stati membri: 1. serie destagionalizzate; 2. serie del ciclo-trend; 3. serie non destagionalizzate.

La fornitura di serie destagionalizzate rappresenta l'opzione preferibile, in quanto tali serie sono le più adatte per analizzare andamenti di breve periodo, al netto degli effetti di natura stagionale. L'opzione del ciclo-trend rappresenta un *second-best*: le serie risultano meno volatili di quelle destagionalizzate ma vi è il rischio di un parziale occultamento dell'andamento mensile. La terza opzione, di fatto, trasferisce a Eurostat l'onere della destagionalizzazione.

La gran parte degli stati membri e lo stesso Eurostat utilizzano per la destagionalizzazione il metodo parametrico Tramo-Seats (*Time series Regression with Arima noise, Missing observations and Outliers - Signal Extraction in Arima Times Series*); Eurostat suggerisce anche l'utilizzo di un pacchetto denominato JDemetra+ che lo implementa. Solo un numero molto limitato di paesi utilizza il metodo non parametrico X12-Arima e un unico paese (Olanda) utilizza i modelli *Structural time series* (metodo sviluppato dall'Ins olandese).

Come già accennato, la diffusione delle stime mensili della Rilevazione forze lavoro è stata avviata alla fine 2009 (il primo dato diffuso era riferito al mese di ottobre 2009), anche a seguito di una forte pressione dei media e dei ricercatori affinché la produzione di dati mensili sulla disoccupazione, già avviata dalla maggior parte dei Paesi europei, fosse estesa all'Italia.

In mancanza di affidabili e tempestive informazioni ausiliarie da fonte amministrativa sulla disoccupazione, l'Istat ha scelto l'opzione 1 e ha sviluppato un metodo di stima diretta utilizzando il campione mensile della Rilevazione forze lavoro caratterizzato da una sufficiente dimensione del campione e da un'accurata stratificazione su base mensile. Si utilizza un metodo analogo a quello sviluppato da Statistics Canada, il *Regression composite estimator* e più precisamente l'*AC-estimator*, che sfrutta la sovrapposizione del campione a tre e dodici mesi di distanza. Le serie mensili così calcolate vengono destagionalizzate con il metodo Tramo-Seats, implementato nel pacchetto JDemetra+ (opzione 1 per la destagionalizzazione). Il capitolo 2 del presente volume approfondisce i dettagli della metodologia di stima, della destagionalizzazione e del processo di produzione delle stime mensili della Rfl.

Nel corso degli anni, le stime mensili della Rfl hanno assunto una forte rilevanza in ambito nazionale ed europeo, destando notevole interesse sia da parte dei media sia degli analisti del mercato del lavoro e dei *policy maker*. La media del tasso di disoccupazione mensile riferita agli ultimi tre anni è diventato uno degli 11 indicatori della *Macroeconomic imbalance procedure* (Mip) – un meccanismo di sorveglianza istituito dalla Commissione europea nei confronti degli Stati membri – che ha lo scopo di identificare i rischi potenziali di disequilibrio macro-economico nella fase iniziale e di sorvegliare gli squilibri già in atto.

Anche per tale motivo, Eurostat ha avviato negli anni più recenti, in collaborazione con esperti nazionali, un lavoro di analisi e di definizione degli standard qualitativi delle stime mensili sulla disoccupazione. Nello specifico, sono stati messi a punto indicatori di qualità con particolare riferimento alla volatilità e alle revisioni delle serie storiche destagionalizzate del tasso di disoccupazione, entrambi aspetti che devono essere puntualmente monitorati. Tali indicatori, con le rispettive soglie di ammissibilità, sono stati inclusi nel Regolamento di implementazione n. 2241 del 2019; Eurostat conduce ogni tre anni il monitoraggio della qualità delle stime mensili calcolando i suddetti indicatori sulle ultime 36 osservazioni mensili disponibili (il primo monitoraggio sarà comunque condotto a maggio 2022), al fine di identificare eventuali necessità di intervento sulla metodologia per migliorare la qualità dei dati.

L'inclusione delle stime mensili della disoccupazione nel regolamento della *Labour force survey* testimonia la rilevanza di questa informazione anche a livello europeo e rappresenta una garanzia dell'investimento da parte dei paesi membri per produrre dati mensili che soddisfino i predefiniti standard di qualità.

2. LA METODOLOGIA DI STIMA¹

2.1 La produzione di stime mensili basate sulla Rilevazione forze lavoro

Come anticipato nel capitolo precedente, l'Istat ha sviluppato una metodologia per la produzione di stime mensili basata esclusivamente sui dati della Rilevazione sulle forze lavoro. Le caratteristiche della Rfl italiana, in termini di dimensione del campione mensile (variabile tra 20 mila e 25 mila a seconda del numero di settimane che compongono il mese), distribuzione uniforme del campione tra le settimane di riferimento e schema di rotazione delle famiglie (che genera una sovrapposizione tra i campioni mensili a distanza di tre e dodici mesi pari approssimativamente al 50 per cento), costituiscono prerequisiti fondamentali ai fini dell'utilizzo dei dati dell'indagine per produrre stime mensili.

A ciò si aggiunge la disponibilità di informazioni sulla popolazione, aggiornate con cadenza mensile, grazie alle stime demografiche prodotte da Istat. La produzione di stime mensili calcolate a partire dai dati di una indagine campionaria richiede, infatti, la disponibilità di informazioni strutturali sulla popolazione, dettagliate, tempestive e aggiornate con cadenza mensile, in modo da tenere conto anche dei mutamenti nella popolazione di riferimento. Nel 2010 l'Istat ha avviato la produzione di stime mensili "rapide" della popolazione (con un ritardo di quattro mesi rispetto al mese di riferimento), disaggregate per sesso, cittadinanza (italiana/non italiana), singolo anno di età, a livello comunale. Tali stime, denominate Pop-eye (*population estimates yield entry*), costituiscono un input fondamentale nel processo di stima.

2.2 Gli stimatori *regression composite*

La scelta della metodologia da utilizzare per la produzione di stime mensili della Rilevazione sulle forze lavoro è stata effettuata valutando diverse alternative – alcune delle quali adottate da altri istituti statistici europei – e tenendo conto delle loro proprietà e della loro applicabilità al caso italiano.

La prima opzione era quella di produrre stime dirette, sui dati campionari mensili, con la stessa metodologia utilizzata per la stima trimestrale (stimatore di calibrazione). Questa strategia ha indubbiamente il vantaggio della coerenza metodologica tra la stima mensile e quella trimestrale, ma, per effetto della ridotta dimensione del campione mensile, le stime potrebbero essere affette da elevati errori campionari e dunque da alta volatilità.

Un'altra opzione era l'impiego di uno stimatore a media mobile su tre mesi, che sfrutta una base di dati campionari più ampia rispetto al singolo mese per migliorare l'efficienza. Per il suo utilizzo nella stima europea della disoccupazione, Eurostat ha richiesto che lo stimatore a media mobile fosse centrato sul mese di riferimento e ha quindi implicitamente richiesto che, nel momento in cui viene prodotta la stima riferita a un certo mese, fosse

¹ I paragrafi 2.1, 2.2, 2.2.1, 2.2.2 e 2.4.1 sono stati redatti da Silvia Loriga; il paragrafo 2.2.3 è stato redatto da Alessio Guandalini; i paragrafi 2.3, 2.3.1, 2.3.2, 2.3.3, 2.3.4, 2.3.5 e 2.4 sono stati redatti da Andrea Spizzichino.

disponibile anche l'informazione per il mese successivo. Poiché le stime devono essere prodotte entro trenta giorni dalla fine del mese di riferimento, i dati di indagine per il mese successivo non sono ancora disponibili: per adottare questa metodologia è, dunque, necessario ricorrere a una previsione (per il mese successivo) mediante modelli di serie storiche. Il guadagno in efficienza sconta una possibile perdita di qualità in termini di revisioni, nel momento in cui la previsione del mese successivo viene sostituita con la stima basata sui dati rilevati. Inoltre, l'interpretazione della stima di livello e della sua variazione può risultare fuorviante: la stima è riferita in effetti non a un singolo mese, ma a tre mesi e la variazione con la stima precedente si traduce di fatto a un terzo della variazione tra il mese successivo a quello di riferimento e tre mesi prima.

Un'altra metodologia possibile si basava sull'utilizzo di informazioni ausiliarie sulla disoccupazione disponibili mensilmente da fonti esterne di natura amministrativa (ad esempio i percettori di indennità di disoccupazione). Tali informazioni possono essere sfruttate sia in un metodo di stima diretto (come variabili ausiliarie nella calibrazione) sia, come più spesso accade, in una stima basata su un modello di disaggregazione temporale di serie storiche (Chow-Lin o Denton). Questi modelli, infatti, permettono di disaggregare serie storiche con una determinata frequenza (per esempio trimestrale) in serie storiche con frequenza più alta (per esempio mensile) sfruttando la disponibilità di una serie correlata a frequenza più elevata e mantenendo la coerenza tra le corrispondenti serie.

Molti stati membri utilizzano questa metodologia per disaggregare le serie trimestrali, ottenute con stime dirette dai dati della Lfs, in serie mensili, sfruttando la disponibilità da fonti esterne di indicatori mensili correlati con la disoccupazione (ad es. il numero di percettori di indennità di disoccupazione). Le serie mensili così prodotte sono, per costruzione, coerenti con le corrispondenti serie trimestrali. Questo metodo presuppone la disponibilità regolare e tempestiva degli indicatori mensili e l'utilizzo, per gli ultimi mesi oggetto di stima e fino a quando il dato trimestrale non è disponibile, di un metodo di previsione. La qualità delle stime prodotte con modelli di disaggregazione temporale dipende dalla qualità dell'indicatore mensile (in particolare dalla sua robustezza nel tempo) e dalla sua correlazione con la disoccupazione rilevata dall'indagine. Inoltre, le stime riferite ai mesi più recenti potrebbero essere affette da revisioni nel momento in cui diventa disponibile il dato trimestrale.

La metodologia scelta per la produzione delle stime mensili della Rfl italiana si basa sugli stimatori *regression composite* (Singh 1994, 1996; Fuller, 1999; Singh et al., 2001), sviluppati da Statistics Canada per la produzione delle stime mensili della *Labour Force Survey*; più precisamente, viene utilizzata la versione denominata *AC-estimator* (Särndal and Traat, 2011; Ceccarelli and Guandalini, 2013; Guandalini, 2014). Tale stimatore, che appartiene alla classe degli stimatori *regression composite*, può essere utilizzato per indagini ripetute con campioni parzialmente sovrapposti. Si basa su un modello di regressione dello stimatore trasversale mensile su un insieme di predittori calcolati sul sottocampione di osservazioni sovrapposto con precedenti edizioni dell'indagine: i predittori si riferiscono alle stesse variabili target osservate in mesi precedenti. Mediante questo stimatore si sfrutta l'autocorrelazione delle variabili target e si migliora l'efficienza rispetto allo stimatore trasversale mensile, sia per le stime di livello (riferite a un mese) sia per le stime di variazioni tra due mesi; le stime risultano quindi più robuste e le serie sono meno volatili.

Anche con questa classe di stimatori si arricchisce l'informazione campionaria del mese di riferimento con quella riferita ad altri mesi (analogamente alla media mobile su tre mesi), ma le informazioni riferite ai mesi precedenti vengono incluse nel processo di stima tenendo conto della loro correlazione con le variabili target. Lo stimatore è riferito a un sin-

2. La metodologia di stima

golo mese e dunque l'analisi della stima di livello e della variazione con il mese precedente non presenta le controindicazioni evidenziate per la media mobile su tre mesi.

Secondo lo schema di rotazione del campione adottato dalla Rfl, la sovrapposizione attesa del campione tra due trimestri successivi e tra un trimestre e lo stesso trimestre dell'anno precedente è in entrambi i casi pari al 50 per cento; in termini mensili, dunque, si ha una sovrapposizione attesa pari a circa il 50 per cento tra il campione di un mese e quello di tre mesi prima e tra il campione di un mese e quello di dodici mesi prima.

Uno stimatore della classe *regression composite* può quindi essere impiegato per la produzione delle stime, con l'obiettivo di migliorarne la qualità. È noto, infatti, che uno stimatore di regressione è più efficiente dello stimatore di Horvitz-Thompson se le variabili ausiliarie utilizzate nella regressione sono correlate alla variabile che si vuole stimare. I regressori normalmente utilizzati sono variabili demografiche (genere e classi di età) per le quali i totali nella popolazione sono noti da fonti esterne (dati amministrativi o registri). Nella Rfl, tenendo conto della sua natura longitudinale, per ciascun individuo la condizione occupazionale osservata in un precedente momento temporale è correlata all'attuale condizione occupazionale (solitamente la correlazione è più alta per l'occupazione, ma è rilevante anche per la disoccupazione). L'idea è, quindi, quella di utilizzare come variabili ausiliarie nella regressione, oltre alle variabili demografiche, anche le informazioni sulla condizione occupazionale raccolte nelle precedenti occasioni di indagine. Più precisamente, viene utilizzata una versione dello stimatore che si riconduce alla consueta metodologia di calibrazione, come descritto nei prossimi paragrafi.

2.2.1 Lo stimatore *regression composite* per la produzione delle stime mensili della Rfl

Come già anticipato, la versione dello stimatore *regression composite* che è stata scelta per la produzione delle stime italiane (*AC-estimator*) rappresenta una sorta di "variante" della metodologia canadese: la differenza risiede essenzialmente nel trattamento, in fase di stima, delle unità per le quali non si dispone di informazioni da una precedente occasione di indagine ed è giustificata dal diverso schema di rotazione che caratterizza i disegni campionari delle indagini canadese e italiana.

La Lfs canadese ha un disegno di rilevazione mensile e le famiglie campione sono chiamate a partecipare all'indagine per sei mesi consecutivi. Lo schema di rotazione delle famiglie prevede ogni mese la sostituzione di 1/6 del campione: le famiglie che sono giunte alla sesta intervista escono dalla rilevazione e lasciano il posto a famiglie di nuova estrazione che partecipano per la prima volta. Secondo questo schema di rotazione, la frazione attesa di sovrapposizione del campione mensile con quello del mese precedente è pari a 5/6. Lo stimatore *regression composite* utilizza variabili ausiliarie riferite al mese precedente, che pertanto vengono imputate per 1/6 del campione (il metodo di imputazione ha la caratteristica di mantenere invariata la media della variabile).

La Rfl italiana, come più volte sottolineato, ha un disegno di rilevazione trimestrale e la sovrapposizione massima dei campione mensili si realizza a tre e a dodici mesi di distanza, con un valore atteso del tasso di sovrapposizione pari in entrambi i casi al 50 per cento². Ne deriva che il processo di imputazione delle variabili ausiliarie dovrebbe riguardare una osservazione su due (contro una osservazione su sei nel caso canadese) e avrebbe quindi

² In effetti si ha anche sovrapposizione del campione a distanza di 9 e 15 mesi, ma la percentuale di sovrapposizione è inferiore (25 per cento) e dunque viene trascurata.

un impatto maggiore di quanto accade per la Lfs canadese, con una forte dipendenza dal metodo di imputazione scelto. Per questo motivo si è scelto di utilizzare la versione nota in letteratura come *AC-estimator*, che di fatto rappresenta un adattamento dell'*Adjusted-Regression estimator* (Renssen and Nieuwenbroek, 1997) o *Extended regression estimator* (Ballin et al., 2000; Rancourt, 2001; Berger et al., 2009) a una procedura basata sulla calibrazione. Con questo stimatore, l'imputazione delle variabili ausiliarie per le unità non sovrapposte non è necessaria e l'informazione ausiliaria viene sfruttata solo per le unità per le quali risulta disponibile dalla precedente occasione di indagine.

Per descrivere lo stimatore è opportuno partire dallo stimatore di calibrazione (Deville and Särndal, 1992), correntemente utilizzato per le stime trimestrali della Rfl. La stima del totale della variabile Y è espressa come:

$$\hat{t}_{Y,CAL} = \sum_{k \in S} w_k y_k \quad (1)$$

in cui, per l'unità k del campione s , y_k è l'osservazione della variabile Y e w_k il peso di riporto all'universo.

I pesi di riporto all'universo si ottengono risolvendo un problema di ottimizzazione vincolata: i vincoli riguardano le stime campionarie di alcune variabili ausiliarie che devono essere uguali ai corrispondenti totali nella popolazione di riferimento, noti da fonti esterne all'indagine (solitamente archivi amministrative o registri) che si ipotizza non essere affetti da errore. Mediante lo stimatore di calibrazione, i dati campionari ponderati con i pesi di riporto riproducono la distribuzione delle variabili ausiliarie nella popolazione.

Operativamente, i pesi di riporto all'universo dello stimatore di calibrazione vengono ottenuti seguendo tre passi successivi:

- pesi iniziali - si ottengono calcolando per ciascuna unità campionaria l'inverso della sua probabilità di inclusione nel campione (tali pesi riportano l'informazione del disegno campionario dell'indagine);
- correzione per mancate risposte - si calcolano i correttori per mancata risposta, rispetto a una partizione del campione, come rapporto tra la numerosità campionaria attesa e quella realizzata; i pesi iniziali vengono moltiplicati per tali correttori e si ottiene il peso corretto per mancata risposta (d_k);
- pesi finali di riporto all'universo (w_k) - si ottengono risolvendo il seguente problema di ottimizzazione vincolata:

$$\begin{cases} \min_{w_k} \left\{ \sum_{k \in S} dist(w_k, d_k) \right\} \\ \sum_{k \in S} w_k x_k = t_x \end{cases} \quad (2)$$

in cui, per l'unità k del campione s , $dist$ è una funzione di distanza tra d_k e w_k , $t_x = (t_{x_1}, t_{x_2}, \dots, t_{x_p})$ è il vettore dei totali delle p variabili ausiliarie nella popolazione e x_k è il vettore delle variabili ausiliarie (x_1, x_2, \dots, x_p) .

Lo stimatore di calibrazione è molto utilizzato dagli uffici nazionali di statistica, in quanto, con una procedura relativamente semplice, consente di includere informazione ausiliaria nella stima basata su un campione estratto da una popolazione finita secondo un disegno probabilistico. Mediante questo stimatore si migliora l'efficienza rispetto allo stimatore di Horvitz-Thompson (quello che utilizza i pesi d_k), nella misura in cui le variabili ausiliarie sono correlate con la variabile target, e se ne conservano approssimativamente le proprietà, ad esempio la correttezza, grazie all'aver minimizzato in media la distanza dei pesi w_k dai

2. La metodologia di stima

pesi d_k . Una funzione di distanza che viene spesso utilizzata è la logaritmica troncata, che garantisce l'ottenimento di pesi positivi e consente di controllarne il *range* di variazione.

Inoltre, lo stimatore di calibrazione garantisce la coerenza delle stime con i totali della popolazione di riferimento, caratteristica desiderabile nell'ambito della produzione statistica ufficiale.

È possibile dimostrare che asintoticamente lo stimatore di calibrazione converge allo stimatore di regressione generalizzato (*Generalized REGression estimator*, GREG); di conseguenza anche la varianza dello stimatore di calibrazione converge a quella dello stimatore GREG. Questa proprietà viene sfruttata per la stima della varianza dello stimatore di calibrazione.

L'*AC-estimator* può essere visto come un'estensione dello stimatore di calibrazione al caso in cui le variabili ausiliarie, oltre a provenire da archivi amministrativi o registri, sono costituite anche da variabili osservate da una indagine campionaria, sia un'indagine diversa dalla Rfl oppure, come nel caso in questione, una precedente edizione della Rfl. Se tuttavia per le variabili da archivi amministrativi o da registri si può ipotizzare l'assenza di errore campionario, l'ipotesi non è sicuramente verificata nel caso di variabili provenienti da indagini campionarie.

In questo caso il problema di ottimizzazione vincolata diventa:

$$\begin{cases} \min_{w_k} \left\{ \sum_{k \in S} \text{dist}(w_k, d_k) \right\} \\ \sum_{k \in S} w_k u_k = \tilde{t}_U \end{cases} \quad (3)$$

in cui, per l'unità k del campione s , $u_k = (x_k, z_k)$ è il vettore delle variabili ausiliarie, in cui le prime p , (x_1, x_2, \dots, x_p) , derivano da fonti amministrative/registri e le successive q , (z_1, z_2, \dots, z_q) , da una o più indagini campionarie.

I totali delle variabili X , $t_X = (t_{x_1}, t_{x_2}, \dots, t_{x_p})$ sono dunque noti da fonti amministrative/registri, mentre i totali delle variabili Z , $t_Z = (t_{z_1}, t_{z_2}, \dots, t_{z_q})$ vengono stimati da indagini campionarie e sono dunque affetti da errore campionario. Dunque, nel vettore gli ultimi $\tilde{t}_U = (t_X, \tilde{t}_Z)$ q elementi sono affetti da errore campionario e i primi p non lo sono.

La produzione delle stime risulta quindi analoga a una comune calibrazione, eccetto che per la costruzione dei totali noti delle variabili Z e la stima della varianza.

Per lo stimatore delle stime mensili della Rfl sono state scelte tre tipologie di variabili ausiliarie:

- *individuali*, determinate da incroci opportunamente definiti delle seguenti variabili demografiche: genere, classe di età, cittadinanza, luogo di residenza;
- *familiari*, rappresentate dalla distribuzione delle famiglie per gruppo di rotazione (4 gruppi che identificano le famiglie che conducono rispettivamente la prima, seconda, terza o quarta intervista), per tecnica di indagine (Capi, Cati), per settimana di riferimento (distinguendo quale delle 4, o 5, settimane che costituiscono il mese è la settimana di riferimento dei dati);
- *longitudinali*, costituite dalle osservazioni della variabile target in una precedente occasione di indagine; più precisamente, si riferiscono alla condizione occupazionale (occupato, persona in cerca di occupazione, non forza lavoro) osservata tre e dodici mesi prima, per genere e luogo di residenza.

Le variabili ausiliarie affette da errore campionario (le variabili Z nella formalizzazione precedente) sono dunque le variabili longitudinali e sono disponibili solo per il sottocampione sovrapposto. In base allo schema di rotazione delle famiglie, nel campione del mese m si hanno famiglie alla prima occasione di indagine (per le quali non si hanno variabili ausiliarie longitudinali), famiglie alla seconda (per le quali l'informazione longitudinale si

riferisce a $m-3$), famiglie alla terza occasione (per le quali l'informazione longitudinale è disponibile a $m-12$) e famiglie alla quarta occasione (per le quali l'informazione longitudinale si riferisce sia a $m-3$ sia a $m-12$). Tali variabili sono proprio quelle che caratterizzano lo stimatore mensile e che sfruttano l'autocorrelazione della condizione occupazionale: in particolare le variabili riferite a $m-3$ introducono nella stima l'informazione dell'autocorrelazione di breve termine, mentre quelle riferite a $m-12$ l'informazione dell'autocorrelazione di medio termine, migliorando l'efficienza delle stime, sia di livello sia in termini di variazioni mensili e riducendo la volatilità delle serie storiche.

Le variabili ausiliarie individuali sono quelle comunemente utilizzate nella calibrazione delle indagini sociali, mentre quelle familiari vengono introdotte con lo scopo di riprodurre, nel campione realizzato pesato, la medesima distribuzione del campione atteso, al fine di correggere le alterazioni dovute alle mancate risposte e all'*attrition*.

In termini formali, le variabili ausiliarie sono:

- X1-X30: popolazione per genere e 15 classi di età (0-14, 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-59, 60-64, 65-69, 70-74, 75-89, 90+) nelle 4 ripartizioni geografiche (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Mezzogiorno);
- X31-X142: popolazione per genere e 7 classi di età (0-14, 15-24, 25-49, 50-64, 65-74, 75-89, 90+), a livello regionale;
- X143-X218: popolazione per genere, a livello provinciale;
- X219-X228: popolazione per genere, nei 13 comuni più grandi;
- X229-X232: popolazione con cittadinanza straniera, per genere e cittadinanza (Ue-non Ue), nelle 4 ripartizioni geografiche;
- X233-X264: famiglie nei 4 gruppi di rotazione, a livello regionale;
- X265-X280: famiglie per tecnica di indagine (Capi-Cati), a livello regionale;
- X281-X320: famiglie per settimana di riferimento (4 o 5), a livello regionale;
- Z321-Z336: occupati $m-3$ per genere, a livello regionale;
- Z337-Z338: persone in cerca di lavoro $m-3$ per genere, nelle 4 ripartizioni geografiche;
- Z339-Z354: non forze lavoro $m-3$ per genere, a livello regionale;
- Z355-Z370: occupati $m-12$ per genere, a livello regionale;
- Z371-Z372: persone in cerca di lavoro $m-12$ per genere, nelle 4 ripartizioni geografiche;
- Z373-Z388: non forze lavoro $m-12$ per genere, a livello regionale.

X1-X232 sono le variabili ausiliarie individuali; vengono costruite come variabili dicotomiche (che assumono valori 0 o 1), in cui ogni variabile corrisponde ad un determinato incrocio di caratteristiche demografiche e dominio territoriale.

X233-X320 sono le variabili ausiliarie familiari; vengono costruite assegnando il medesimo valore a tutti gli individui della stessa famiglia e assumono valori 0 o l'inverso del numero di componenti della famiglia; in questo modo viene assicurata la coerenza tra vincoli individuali e familiari.

Z321-Z388 sono le variabili ausiliarie longitudinali; sono ottenute mediante *record linkage* tra i dati campionari del mese di riferimento e quelli relativi a precedenti edizioni dell'indagine ($m-3$ o $m-12$) e come già detto sono disponibili solo per un sottocampione; sono anch'esse costruite come variabili dicotomiche (che assumono valori 0 o 1).

2. La metodologia di stima

2.2.2 Costruzione dei totali noti

La procedura di stima basata sulla calibrazione richiede la risoluzione del problema di ottimizzazione vincolata (3). È dunque necessario costruire il vettore $\tilde{t}_U = (t_X, \tilde{t}_Z)$ dei totali delle variabili ausiliarie.

I totali $t_{x_1} - t_{x_{232}}$ derivano dalle informazioni demografiche di natura amministrativa, rielaborate dall'Istat per ottenere dati statistici controllati e coerenti, e utilizzano le stime Pop-eye a cui si è già accennato. Tali stime si basano su un sistema di stime per piccole aree supportato da metodologie di analisi demografica basate sul *cohort component model* e soddisfano quasi del tutto le esigenze informative per la stima dei totali noti per la calibrazione dei dati mensili della Rfl. Nel sistema Pop-eye, infatti, non è disponibile la disaggregazione degli individui tra residenti in famiglia e in residenze collettive, distinzione necessaria per definire la popolazione di riferimento della Rfl che è quella residente in famiglia. Tale disaggregazione viene ricavata da ulteriori stime demografiche prodotte dall'Istat con cadenza annuale e viene applicata alle stime aggiornate del sistema Pop-eye, al fine di definire una struttura coerente di informazioni.

Per il calcolo dei totali delle variabili familiari si assume che il numero medio di componenti in famiglia per regione (cioè il rapporto tra popolazione residente in famiglia e numero di famiglie), informazione prodotta dall'Istat con cadenza annuale, rimanga costante per 12 mesi; tale rapporto viene applicato alle stime di popolazione aggiornate del sistema Pop-eye per determinare le stime del numero di famiglie ad esse coerenti. I totali $t_{x_{233}} - t_{x_{320}}$ vengono calcolati applicando al numero di famiglie così determinato, la struttura del campione teorico/atteso della Rfl di ciascun mese, rispetto ai gruppi di rotazione, alla tecnica di indagine e alla distribuzione tra le settimane di riferimento. Nello specifico, il numero di famiglie residenti per regione viene ripartito sui quattro gruppi di rotazione affinché il campione ponderato di ogni gruppo restituisca lo stesso numero di famiglie, correggendo in tal modo per le mancate risposte e l'*attrition*. Analogamente per la tecnica di indagine e la settimana di riferimento: il numero di famiglie residenti a livello regionale è ripartito rispetto alla quota delle due tecniche, Capi e Cati, e alla quota di interviste familiari assegnate a ciascuna settimana di riferimento del mese, nel campione atteso per il mese di riferimento.

I totali familiari $t_{x_{233}} - t_{x_{320}}$ hanno il duplice obiettivo di attribuire al campione pesato una struttura coerente in termini di individui e famiglie e di correggere le alterazioni della struttura del campione generate dalle mancate risposte. In particolare i due gruppi di totali $t_{x_{265}} - t_{x_{280}}$ e $t_{x_{281}} - t_{x_{320}}$ correggono rispetto alla diversa incidenza delle mancate risposte per le due tecniche di indagine e nelle settimane di riferimento. Questi vincoli sono stati introdotti nello stimatore per la produzione delle stime provvisorie mensili, diffuse trenta giorni dopo la fine del mese di riferimento. Nel momento in cui tali stime vengono prodotte, la raccolta dei dati relativi al mese di riferimento è ancora in corso e quindi non si dispone della totalità delle interviste familiari che verranno realizzate. In particolare, nel campione utilizzato per la stima provvisoria può manifestarsi una diversa incidenza delle mancate risposte rispetto alla tecnica di indagine (legata alla diversa tempestività con cui vengono realizzate le interviste per le due tecniche) e alla settimana di riferimento (essendo la raccolta dati avviata progressivamente settimana per settimana). L'obiettivo di questi vincoli è dunque quello di cercare di correggere la distorsione del campione parziale, impiegato nella produzione delle stime provvisorie, rispetto al campione atteso. Tali vincoli vengono rimossi nella produzione delle stime finali, in cui viene utilizzato il campione completo, cioè il campione composto

da tutte le interviste familiari realizzate per il mese di riferimento. Questi aspetti verranno descritti nel paragrafo 2.4.

I totali $\tilde{t}_{Z_{321}} - \tilde{t}_{Z_{388}}$, chiamati totali longitudinali, corrispondono alle stime campionarie della condizione occupazionale riferite a $m-3$ e $m-12$, per genere e dominio territoriale (regioni per gli occupati e le non forze lavoro e ripartizioni geografiche per le persone in cerca di lavoro). Le stime devono essere rese coerenti con l'ampiezza del sottocampione per cui tali variabili ausiliarie sono presenti e devono essere "aggiornate" per tenere conto della variazione della popolazione di riferimento tra $m-3$ e $m-12$ e il mese di riferimento m .

Come più volte sottolineato, il tasso di sovrapposizione atteso tra il campione del mese di riferimento m e quello relativo a $m-3$ ($m-12$) è pari al 50 per cento; tuttavia nel campione realizzato, tale percentuale può essere più bassa per effetto delle mancate risposte e del possibile diverso numero di settimane nei due mesi. Essendo l'informazione ausiliaria longitudinale disponibile solo per la porzione di campione sovrapposto, è necessario intervenire sui totali noti longitudinali, al fine di renderli coerenti con tale sottocampione: le stime della condizione occupazionale per genere e dominio territoriale, prodotte per i mesi $m-3$ e $m-12$ (\hat{t}_z), devono essere "aggiustate" per tener conto dei tassi di sovrapposizione dei campioni mensili (o) e del tasso di variazione della popolazione di riferimento tra i due periodi (pr) a livello regionale. In termini formali, questo "aggiustamento" si ottiene moltiplicando le stime della condizione occupazionale per genere e dominio territoriale per i suddetti tassi: $\tilde{t}_z = o \text{ pr } \hat{t}_z$ ³.

A questo punto, tutte le grandezze del sistema (3) sono state definite e si può procedere con la risoluzione del problema di ottimizzazione vincolata, al fine di identificare i pesi finali di riporto all'universo w_k . Tra i diversi software per la calibrazione, l'Istat ha sviluppato due procedure, una basata su programmi SAS (Genesees) e un'altra su linguaggio R (Re-Genesees); i risultati che si ottengono sono pressoché identici.

Una volta calcolati i pesi w_k , assegnati a tutti gli individui osservati nel campione mensile, le stime possono essere ottenute con la formula (1).

2.2.3 Stima della varianza campionaria

La varianza campionaria dell'*AC estimator* dipende da due fonti di errore. La prima fonte è il disegno campionario dell'indagine in termini di stratificazione, stadificazione, dimensione campionaria, allocazione del campione e mancata risposta; la seconda è la strategia di campionamento utilizzata per produrre la stima dei totali longitudinali. Proprio l'errore campionario dei totali utilizzati come vincoli può avere un impatto non trascurabile sull'efficienza dello stime di cui è necessario tener conto.

Nonostante l'*AC estimator* sia uno stimatore di tipo calibrato, l'espressione della varianza campionaria dello stimatore calibrato (Deville and Särndal, 1992) non può essere utilizzata, se non rischiando una considerevole sottostima, dovuta all'aver ignorato la seconda fonte di errore (Berger et al., 2009; Dever and Vaillant, 2010).

Uno stimatore della varianza capace di cogliere l'effetto di entrambe le fonti di errore è stato proposto da Berger et al. (2009), Renssen and Nieuwenbroek (1997), Ceccarelli and Guandalini (2013) and Guandalini (2014). Esso sfrutta il legame tra *AC estimator* e lo stimatore AR,

3 Come già detto, la stima della varianza campionaria dell'*AC estimator* dovrà tenere conto della fonte aggiuntiva di variabilità introdotta dall'aver considerato nella stima le variabili ausiliarie longitudinali, utilizzando come totali delle stime campionarie; a tal fine, anche la varianza di tali stime campionarie deve essere "aggiustata":
 $\hat{V}(\tilde{t}_z) = \hat{V}(o \text{ pr } \hat{t}_z) = o^2 \text{ pr}^2 \hat{V}(\hat{t}_z)$.

$$\hat{t}_{YAR} = \hat{t}_{YHT} + (\tilde{t}_U - \hat{t}_{UHT}) \hat{\beta} \quad (5)$$

in cui $\hat{t}_{UHT} = (\hat{t}_{X_{1HT}} = \sum_{k \in S} d_k x_{1k}, \dots, \hat{t}_{X_{pHT}} = \sum_{k \in S} d_k x_{pk}, \hat{t}_{Z_{1HT}} = \sum_{k \in S} d_k z_{1k}, \dots, \hat{t}_{Z_{qHT}} = \sum_{k \in S} d_k z_{qk})$

è il vettore delle stime di Horvitz-Thompson (HT, 1952), delle $p+q$ variabili ausiliarie e $\hat{\beta}$ è il vettore dei coefficienti di regressione del modello di superpolazione implicitamente assunto tra la variabile di interesse, Y , e le $p+q$ variabili ausiliarie.

Aggiungendo e sottraendo nella (5) i totali delle variabili ausiliarie, $t_U = (t_X, t_Z)$, come se anche le variabili ausiliarie Z non fossero stime, si ottiene

$$\begin{aligned} \hat{t}_{YAR} &= \hat{t}_{YHT} + (\tilde{t}_U - t_U + t_U - \hat{t}_{UHT}) \hat{\beta} \\ &= \hat{t}_{YHT} + (t_U - \hat{t}_{UHT}) \hat{\beta} - (t_U - \tilde{t}_U) \hat{\beta}. \end{aligned} \quad (6)$$

Nella (6), $\hat{t}_{YHT} + (\tilde{t}_U - t_U + t_U - \hat{t}_{UHT}) \hat{\beta}$ coincide con l'espressione dello stimatore GREG nel caso in cui sia per le variabili X che per le variabili Z i totali sono noti con certezza da fonti amministrative o da registri e, quindi, non affetti da errore.

L'espressione dello stimatore AR può essere scritta in forma più compatta come

$$\hat{t}_{YAR} = \hat{t}_{YGREG} - (t_U - \tilde{t}_U) \hat{\beta}.$$

Il relativo stimatore della varianza campionaria è, quindi,

$$\begin{aligned} \hat{V}(\hat{t}_{YAR}) &= \hat{V}(\hat{t}_{YGREG}) + \hat{V}((t_U - \tilde{t}_U) \hat{\beta}) - 2 \text{COV}(\hat{t}_{YGREG}, (t_U - \tilde{t}_U) \hat{\beta}) \\ &= \hat{A}_1 + \hat{A}_2 - \hat{A}_3 \cong \widehat{AV}(\hat{t}_{YAC}). \end{aligned} \quad (7)$$

L'espressione (7) approssima la varianza campionaria dell'*AC estimator*. Le sue componenti sono:

$$\begin{aligned} \hat{A}_1 &= \hat{V}(\hat{t}_{YGREG}) = \sum_{k \in S} \sum_{\ell \in S} \frac{\pi_{k\ell} - \pi_k \pi_\ell}{\pi_{k\ell}} (\hat{e}_k w_k) (\hat{e}_\ell w_\ell) \\ &\cong \widehat{AV}(\hat{t}_{YCAL}) \end{aligned} \quad (8)$$

ovvero la varianza campionaria dello stimatore GREG, approssimativamente equivalente a quella dello stimatore calibrato, che considera sia le variabili ausiliarie X sia le Z con totali non affetti da errore. Nell'espressione (8) compaiono le probabilità di inclusione del primo ordine delle unità del campione, π , le probabilità di inclusione del secondo ordine, π_{kl} , e i pesi calibrati, w , ma soprattutto i residui del modello di regressione implicitamente assunto, \hat{e} . \hat{A}_1 tiene conto di tutte le determinanti della prima fonte di errore. La seconda componente è

$$\hat{A}_2 = \hat{\beta}^t \hat{V}(\tilde{t}_U) \hat{\beta} \quad (9)$$

$$= \hat{\beta}_Z^t \hat{V}(\tilde{t}_Z) \hat{\beta}_Z \quad (10)$$

dove $\hat{V}(\tilde{t}_U)$ è una matrice quadrata di dimensione $p+q$ che ha sulla diagonale principale le varianze campionarie dei totali delle variabili ausiliarie, mentre $\hat{V}(\tilde{t}_Z)$ è una matrice quadrata di dimensione q che ha sulla sua diagonale principale le varianze campionarie dei totali delle sole variabili Z , ovvero quelli stimati dalle occasioni precedenti dell'indagine. Si osserva che la varianza campionaria dei totali delle p variabili ausiliarie X è 0, mentre $\hat{\beta}_Z$ è il vettore dei coefficienti di regressione del modello di superpolazione implicitamente

assunto tra la variabile di interesse, Y , e le sole q variabili ausiliarie per cui i totali noti sono stimati. Infine,

$$\hat{A}_3 = 2 \text{COV}(\hat{t}_{Y_{GREG}}, \tilde{t}_U \hat{\beta}) \quad (11)$$

$$= 2 \sqrt{\hat{V}(\hat{t}_{Y_{GREG}})} [\text{CORR}(\hat{t}_{Y_{GREG}}, \tilde{t}_Z)] \sqrt{\hat{V}(\tilde{t}_Z)} \hat{\beta}_Z, \quad (12)$$

rappresenta la covarianza tra i termini

L'espressione (7), dunque, sintetizza tutti i passaggi necessari per valutare correttamente l'errore campionario dell'*AC estimator*.

In sintesi, l'espressione (8) è la varianza campionaria che si avrebbe se si disponesse di totali noti da fonti amministrative o registri per tutte le variabili ausiliarie (X e Z) quindi, non affette da errore campionario.

In realtà, non tutti i totali sono derivati da fonti amministrative o registri, pertanto è necessario considerare la componente aggiuntiva di errore definito nella (9). Tuttavia, poiché solamente per le variabili ausiliarie Z si utilizzano totali stimati, questa si riduce all'espressione (10).

Infine il termine \hat{A}_3 tiene conto del fatto che i totali delle variabili Z sono stati stimati su una porzione non trascurabile di unità che sono intervistate anche nell'indagine corrente, quella per cui si vogliono produrre le stime.

La covarianza nell'espressione (11) è espressa in termini di correlazione nella (12), sfruttando la ben nota relazione $\text{COV}(X, Y) = \text{CORR}(X, Y) \sqrt{V(X)} \sqrt{V(Y)}$. La correlazione tra la stima di due totali nel caso di disegni campionari complessi può essere ottenuta in diversi modi (si veda, e.g., Berger e Priam, 2016). Nel caso specifico, si calcola una correlazione semplice sulle osservazioni campionarie che costituisce un'approssimazione che ha un impatto trascurabile sulla precisione della stima ma consente di ridurre notevolmente la complessità dei calcoli ed il carico computazionale.

2.3 La destagionalizzazione e la riconciliazione

La destagionalizzazione delle serie storiche rappresenta una fase cruciale nella produzione del dato mensile di Rfl in quanto solo il dato destagionalizzato consente di analizzare le variazioni che intervengono tra due mesi successivi con riferimento ai principali indicatori prodotti.

La destagionalizzazione si basa sull'ipotesi che i dati di una serie storica infrannuale siano la combinazione di più componenti: i) la componente ciclo-trend, che rappresenta la tendenza di medio-lungo termine della serie storica e quindi non è influenzata da oscillazioni di brevissimo periodo; ii) la componente stagionale, che si manifesta in modo ricorrente nello stesso periodo di ciascun anno; iii) la componente irregolare dovuta a fattori erratici. Le procedure di destagionalizzazione mirano a depurare l'effetto della componente stagionale.

Il primo passaggio propedeutico alla destagionalizzazione vera e propria è il trattamento dei valori e degli andamenti anomali (*outliers*) legati a fenomeni accidentali; successivamente, le serie vengono sottoposte alla individuazione delle diverse componenti attraverso un modello statistico. Sottraendo dalla serie storica originaria la componente relativa alla stagionalità si ottiene la serie destagionalizzata vera e propria che ha un andamento molto meno oscillante rispetto a quella di partenza, in quanto le discontinuità sono dovute solo alla componente irregolare.

2. La metodologia di stima

L'Istat, agli inizi del 1997, ha istituito una commissione scientifica- denominata SARA (*Seasonal Adjustment Research Appraisal*) - con il compito di individuare possibili strategie da utilizzare per la destagionalizzazione delle serie storiche prodotte dall'Istituto. La commissione ha esaminato e confrontato le caratteristiche delle principali procedure di destagionalizzazione disponibili in letteratura (con particolare riferimento alle procedure Tramo-Seats e X-12-Arima) e la procedura Tramo-Seats sembra produrre la stima più accurata delle diverse componenti e, di conseguenza, la stima più corretta dell'informazione congiunturale.

La procedura Tramo-Seats si compone di due parti. La prima, costituita da Tramo, elimina dalla serie storica d'interesse i cosiddetti effetti deterministici (nel caso delle stime mensili Rfl quelli dovuti al diverso numero di giorni lavorativi nei vari periodi di riferimento, alla presenza di festività "mobili" o di valori anomali) e, dopo averlo identificato, stima il modello Arima per la serie storica osservata. La seconda parte della procedura, costituita da Seats, effettua la vera e propria destagionalizzazione della serie originaria, utilizzando il modello Arima e gli effetti deterministici identificati in Tramo.

Tramo-Seats è una procedura di tipo *model-based*, cioè basata sull'identificazione di un particolare modello statistico per ciascuna serie storica analizzata; essa incorpora gli avanzamenti compiuti negli ultimi anni nell'ambito della cosiddetta "analisi moderna delle serie storiche" ed offre un ampio spettro di strumenti di carattere statistico per valutare la qualità della destagionalizzazione effettuata.

Tale procedura è stata implementata nel software Demetra (e dalle sue evoluzioni), sviluppato da Eurostat e dalla National bank of Belgium, che rappresenta uno strumento pratico e flessibile per la destagionalizzazione (oltre a Tramo-Seats è stato implementato anche il metodo X-12-ARIMA).

2.3.1 Il processo di destagionalizzazione del dato mensile sul mercato del lavoro

La tecnica di destagionalizzazione utilizzata ha fatto riferimento a quella già consolidata per la produzione del dato trimestrale ed è stata implementata in modo coerente con quanto indicato dagli standard Istat. Tuttavia, mentre il dato destagionalizzato trimestrale ha sempre fatto riferimento al livello degli occupati per settore e ripartizione e dei disoccupati solo per ripartizione, per la diffusione mensile, oltre al livello degli occupati, dei disoccupati e degli inattivi (per sesso ed età), si è reso necessario fornire anche i tassi di disoccupazione e occupazione destagionalizzati, vista la loro rilevanza per un'analisi congiunturale. Nel caso mensile, infatti, i dati destagionalizzati sono gli unici che permettono analisi di breve periodo.

2.3.2 La tecnica di destagionalizzazione

L'applicazione delle procedure di destagionalizzazione richiede una serie di decisioni su aspetti di natura essenzialmente applicativa, ma di grande rilevanza per i risultati che ne derivano. Molti di questi problemi sono stati affrontati a livello europeo, con la predisposizione di specifiche linee guida (Eurostat 2015). Esse si basano sulla promozione di una serie di pratiche raccomandate e aspirano a diventare un riferimento internazionale per la destagionalizzazione delle serie storiche. Tali pratiche riguardano tutto l'iter di destagionalizzazione del dato: la scelta del metodo di destagionalizzazione, il pretrattamento dei dati,

le misure della qualità dell'*output*, le politiche di revisione e la documentazione delle informazioni relative al processo di destagionalizzazione.

La destagionalizzazione del dato mensile della Rfl si basa integralmente sulle pratiche raccomandate da Eurostat, pur rimanendo in linea con quanto stabilito dagli standard Istat per la destagionalizzazione.

L'esame grafico preliminare della serie grezza risulta basilare e precede qualunque altra analisi; in questa fase è infatti possibile individuare le caratteristiche fondamentali dei dati e la presenza di eventuali problemi. Successivamente si procede con il pretrattamento non automatico dei dati, basandosi su modelli reg-Arima, soprattutto per le serie storiche principali. Uno degli aspetti più importanti del pretrattamento consiste nella individuazione e correzione dei valori anomali o *outlier*, da cui i metodi di destagionalizzazione risultano fortemente influenzati e che possono determinare importanti distorsioni nella stima delle componenti.

L'eventuale presenza di *outlier* (in tutte le loro tipologie base) viene verificata tramite i test implementati in Tramo-Seats, ma il loro trattamento si basa su considerazioni e analisi più dettagliate.

Dopo la correzione degli *outlier*, sempre nella fase di pretrattamento, si seleziona il modello con l'obiettivo di individuare il più parsimonioso in grado di descrivere completamente le caratteristiche della serie storica.

Per il dato mensile il modello finale viene selezionato tra un'ampia rosa di modelli, in base ai risultati dei test statistici e alla diagnostica del modello; tale pratica attualmente risulta quella maggiormente adottata in Istat, essendo anche indicata come *best practice* da Eurostat.

L'ultimo passo del pre-trattamento riguarda lo schema di decomposizione, ossia il tipo di interazione che si ipotizza esistere tra le componenti non osservabili (trend-ciclo, stagionale, irregolare) della serie grezza. Generalmente gli schemi utilizzati sono quello additivo, moltiplicativo (o puramente moltiplicativo o log-additivo) o pseudo-additivo. Tutte le serie prodotte dalla Rfl adottano lo schema di tipo additivo, che presuppone l'indipendenza tra le componenti non osservabili.

Un altro aspetto importante della destagionalizzazione è legato alle revisioni dei dati. L'adozione di una politica di revisione che sia coerente con la diffusione e che sia trasparente in termini di impatto (grandezza, direzione e variabilità) è assolutamente necessaria per fare in modo che la lettura del quadro economico non risulti fuorviante. Per la destagionalizzazione del dato mensile viene utilizzato un approccio di tipo *Partial concurrent*: modello, filtri, *outlier* e variabili di regressione sono identificati una volta l'anno (generalmente nel primo mese dell'anno), mentre i rispettivi parametri e fattori sono stimati ogni qual volta è disponibili una nuova informazione⁴.

2.3.3 Approccio diretto e indiretto, le variabili e il tempo

La scelta delle variabili da destagionalizzare e del periodo temporale di riferimento non è stata semplice e ha richiesto particolari analisi di approfondimento. Ai vincoli posti dal regolamento internazionale – il dettaglio per genere e grandi classi di età di

⁴ Relazione del team tecnico incaricato della definizione di metodi standard per la destagionalizzazione di serie storiche con metodi implementati in diversi strumenti IT (TS, X12-Arima, X13-Arima-Seats, JDemetra).

occupati e disoccupati – si sono aggiunte nel tempo tutta una serie di richieste (soprattutto nazionali) volte a spiegare meglio le dinamiche del mercato del lavoro. La scelta di variabili aggiuntive da sottoporre a destagionalizzazione deve sempre tenere conto del fatto che una serie di dati poco omogenea (ovvero definita da componenti molto diverse al suo interno) può portare a errate specificazioni del modello e all'identificazione di un elevato numero di *outlier* e quindi può produrre instabilità nei coefficienti e nella serie destagionalizzata.

Riguardo l'intervallo temporale, la letteratura ribadisce la necessità di utilizzare un adeguato numero di dati (e quindi una serie storica sufficientemente lunga) per consentire una più efficiente stima dei coefficienti. Le serie destagionalizzate dei dati mensili sono state diffuse a ottobre 2009 e partivano da gennaio 2004; in altre parole sono state calcolate e diffuse non appena si è avuta disponibile una serie storica di quasi 6 anni che in letteratura è considerata sufficiente per la definizione delle componenti.

Un'ulteriore scelta che è stato necessario fare in fase di progettazione della destagionalizzazione dei dati mensili è stata quella tra un approccio diretto e uno indiretto.

La destagionalizzazione di una serie storica che deriva dalla somma (media) di più serie (serie aggregata) può essere fatta in due modi diversi:

- direttamente - applicando la procedura di destagionalizzazione alla serie aggregata,
- indirettamente - destagionalizzando le serie che compongono la serie aggregata, per poi ottenere la serie aggregata destagionalizzata facendone la somma (la media).

La scelta raccomandata anche da Eurostat è di destagionalizzare indirettamente quando le serie componenti hanno caratteristiche molto diverse e di destagionalizzare direttamente quando le caratteristiche delle serie componenti sono simili.

Nello specifico delle serie mensili della Rfl, la scelta è stata tra destagionalizzazione diretta delle serie relative a occupati, disoccupati e inattivi, per poi disaggregarle per le principali variabili d'interesse, e destagionalizzazione indiretta, attraverso la destagionalizzazione separata delle serie per condizione, sesso, età, posizione e carattere della professione (ottenendo le serie sui totali per aggregazione). Si è scelto di adottare il metodo indiretto.

2.3.4 La riconciliazione

La scelta del metodo indiretto, anche per omogeneità con il dato trimestrale destagionalizzato che storicamente aveva fatto tale scelta, pone una serie di problematiche rispetto alla coerenza dei totali mensili con quelli trimestrali e con quelli di popolazione.

Se, ad esempio, la somma delle componenti singolarmente destagionalizzate non coincide con i totali noti si origina una situazione in cui i vincoli di somma allo stesso istante temporale, e per questo chiamati contemporanei, non vengono rispettati; in presenza di serie con frequenze temporali differenti, se le serie destagionalizzate a più elevata frequenza temporale (mensile) non sono consistenti con le corrispondenti serie destagionalizzate a frequenza più bassa (trimestrale) si origina il mancato rispetto dei vincoli temporali.

In generale, esistono due tipi di restrizioni contabili tra serie grezze e destagionalizzate o tra serie componenti e serie aggregata destagionalizzate:

- vincoli contemporanei, che assumono la forma di combinazioni lineari delle variabili e che devono essere soddisfatti in ogni periodo osservato;
- vincoli di aggregazione temporale, che richiedono che le serie ad alta frequenza siano in linea con i rispettivi aggregati a bassa frequenza.

Il primo tipo di aggiustamento, che mira a ripristinare la consistenza tra un insieme di dati in un istante temporale, è noto come problema di bilanciamento; il secondo come *benchmarking* o disaggregazione temporale di serie storiche. I metodi preposti alla soluzione di queste problematiche di coerenza vengono definiti di riconciliazione.

Nell'ambito delle stime mensili sul mercato del lavoro il tema della riconciliazione è stato centrale e ha necessitato di un lungo studio volto ad ottimizzare la qualità dei risultati.

Rispetto al bilanciamento, la somma degli aggregati destagionalizzati – condizione in ogni classe d'età e genere – non corrisponde ai totali noti di popolazione ed è quindi necessario applicare tecniche di riproporzionamento: le differenze complessive vengono distribuite in maniera proporzionale al peso che ogni singola condizione ha sui sottogruppi di popolazione definiti per sesso e classe d'età.

Successivamente è anche necessario garantire la coerenza tra questi aggregati e quelli degli occupati destagionalizzati per posizione e carattere professionale; in questo caso viene imposto il vincolo sul livello dell'occupazione bilanciato per sesso e classe d'età e le differenze vengono distribuite, sempre proporzionalmente, per posizione e carattere.

Per rispettare i vincoli di aggregazione temporale, i livelli trimestrali vengono ottenuti come media dei dati mensili ponderati per il numero di settimane che compongono ogni mese; in questo modo si riescono a cogliere in anticipo le dinamiche del mercato del lavoro rispetto a quanto avverrebbe se si destagionalizzasse direttamente il dato trimestrale, riconciliando a posteriori quello mensile. Nello specifico, il dato trimestrale rappresenta la media delle serie destagionalizzate a livello mensile.

Come indicato in precedenza, le serie destagionalizzate trimestrali disaggregano anche per settore d'attività degli occupati e per ripartizione geografica di residenza (degli occupati, dei disoccupati e degli inattivi). Per la produzione di queste ulteriori serie trimestrali si procede alla destagionalizzazione delle corrispondenti serie mensili in occasione di ogni uscita trimestrale; i risultati vengono bilanciati con la stessa procedura utilizzata per la disaggregazione per posizione e carattere professionale in modo da risultare coerenti con i livelli ottenuti per sesso e classe d'età. I risultati di questo riproporzionamento vengono a loro volta trimestralizzati mediante medie ponderate.

La tecnica di riconciliazione utilizzata non solo garantisce la coerenza assoluta tra i totali per genere e classe d'età di occupati, disoccupati e inattivi e i livelli di popolazione, tra il numero di occupati disaggregati per sesso ed età e il numero di occupati per posizione e carattere professionale, tra i dati mensili e trimestrali, ma permette anche di cogliere in anticipo le dinamiche del mercato del lavoro rispetto a quanto avveniva destagionalizzando direttamente serie trimestrali, limita notevolmente il rischio di revisioni e, rispetto al passato, incrementa il numero di serie trimestrali destagionalizzate che vengono messe a disposizione, aggiungendo alle informazioni sui livelli anche quelle sui tassi.

2. La metodologia di stima

2.3.5 I dati diffusi

Come già sottolineato, la scelta delle variabili da destagionalizzare, analizzare e diffondere è stata modificata nel tempo per rispondere alle richieste del regolamento ma soprattutto per soddisfare la domanda di indicatori sempre più cruciali per cogliere le dinamiche associate al lavoro.

Ad oggi, le serie di dati destagionalizzate mensili prodotte si riferiscono agli occupati, disoccupati e inattivi, per genere e per 5 classi d'età (15-24, 25-34, 35-49, 50-64 e 65 anni e più). Gli occupati vengono inoltre destagionalizzati per posizione professionale (dipendente e indipendente) e carattere dell'occupazione (dipendente permanente o a tempo determinato).

Sin dall'inizio, la produzione mensile ha anche riguardato il tasso d'occupazione (15-64 anni) per sesso, il tasso di disoccupazione (15 anni e più) per sesso, il tasso di inattività (15-64 anni) per sesso e il tasso di disoccupazione giovanile (15-24 anni); a questi indicatori veniva aggiunto il tasso di attività per sesso dei 15-64enni e una serie di indicatori relativi alla partecipazione dei giovani al mercato del lavoro, tra cui l'incidenza dei disoccupati sulla popolazione per diverse età.

La richiesta di informazioni mensili sempre più dettagliate ha incrementato nel tempo il dettaglio informativo diffuso, il numero delle classi d'età è stato aumentato (al fine di approfondire il comportamento di aggregati caratterizzati da dinamiche profondamente differenti), suddividendo la classe d'età 25-64 in tre classi (25-34, 35-49 e 50-64), e gli occupati sono stati disaggregati per carattere e posizione professionale. Per ogni classe di età, vengono diffusi i livelli e i tassi di occupazione, disoccupazione e inattività e anche le incidenze sulla popolazione dei disoccupati.

L'aumentato dettaglio per età ha consentito di ampliare le opportunità di analisi dando la possibilità di interpretare i risultati anche alla luce delle riforme adottate nel tempo e delle caratteristiche demografiche della popolazione di riferimento.

In particolare, l'impatto dei mutamenti demografici sulla stima delle variazioni tendenziali di occupati, disoccupati e inattivi per classi di età, viene valutato attraverso tecniche di standardizzazione della composizione per età della popolazione, che consentono di stimare le variazioni tendenziali al netto della componente demografica. Similmente, la disponibilità di serie destagionalizzate per posizione e carattere professionale consente di studiare la variazione delle caratteristiche contrattuali al modificarsi delle politiche occupazionali. Le politiche sul lavoro degli ultimi anni, ad esempio, sono state incentrate sull'incremento del lavoro alle dipendenze e sulla riduzione di quello autonomo: la destagionalizzazione per posizione professionale consente di monitorare le dinamiche di tali aggregati.

2.4 Il processo di produzione delle stime mensili

Il dato mensile viene diffuso, in forma provvisoria, a trenta giorni dal termine del mese di riferimento dei dati. Il calendario annuale delle diffusioni è prestabilito in modo che il comunicato stampa sia concomitante, o al limite precedente, al comunicato mensile sulla disoccupazione di Eurostat. Nonostante vengano diffuse sia le stime grezze sia quelle destagionalizzate, l'analisi si concentra sulle seconde.

Le stime diffuse a livello nazionale si riferiscono a un set informativo più ampio rispetto a quelle diffuse da Eurostat per tutti i paesi europei; la diffusione europea si concentra sulla disoccupazione (livello e tasso, per genere e classe di età 15-24 anni),

mentre la diffusione nazionale rende disponibili anche dati sull'occupazione, dipendente (a carattere permanente o a termine) e indipendente, e sulle non forze di lavoro, con riferimento a diverse classi di età oltre che al genere. Le stime diffuse a livello europeo coincidono con quelle nazionali.

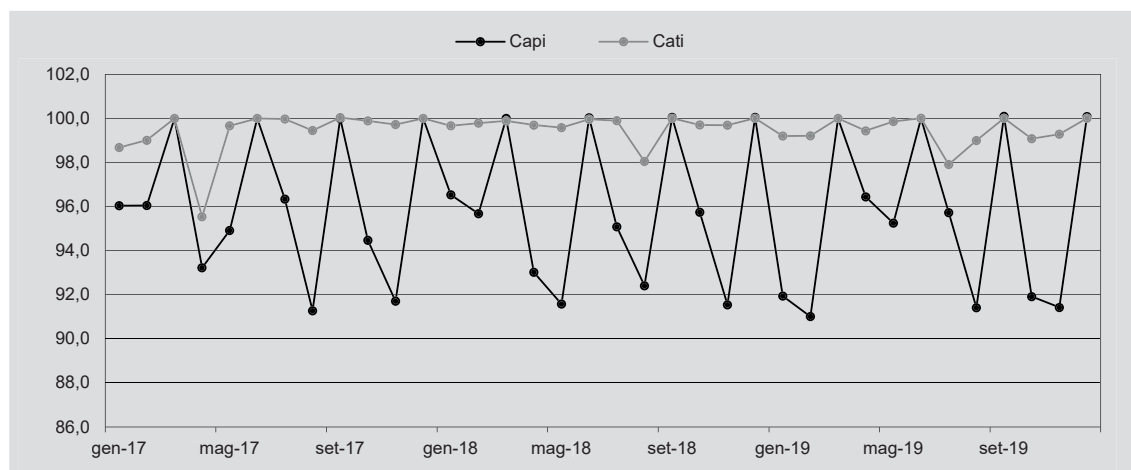
Il dato mensile diventa definitivo quando è disponibile il dato trimestrale corrispondente, che viene diffuso a circa settanta giorni dalla chiusura del trimestre di riferimento. Ogni tre mesi, quindi, vengono riviste e rese definitive le stime mensili precedentemente calcolate e contestualmente viene diffuso il dato provvisorio relativo al primo mese del trimestre successivo.

2.4.1 Stime mensili provvisorie e definitive

La produzione delle stime mensili provvisorie viene effettuata negli ultimi 10 giorni del mese successivo a quello di riferimento, in quanto l'intero processo richiede una settimana circa di lavoro; le stime previste dal Regolamento europeo n. 2241 del 2019 devono essere inviate a Eurostat entro il giorno 27 del mese, per essere diffuse entro la fine del mese o, nel caso in cui la fine del mese coincida con giorni festivi, nei primi giorni del mese successivo. Le stime provvisorie vengono dunque prodotte a ridosso della data di diffusione, al fine di disporre del maggior numero possibile di dati raccolti su cui basare la stima. Infatti, nel momento in cui vengono prodotte le stime, la raccolta dei dati del campione assegnato al mese di riferimento non è ancora conclusa, il campione è incompleto ed è anche per tale motivo che si tratta di stime provvisorie.

Chiaramente è stata condotta una importante campagna di sensibilizzazione nei confronti delle società incaricate dall'Istat per la raccolta dei dati, al fine di garantire il maggior numero possibile di interviste complete: più è alto il numero di interviste del campione provvisorio, minori saranno le revisioni nelle stime. L'obiettivo minimo è il completamento di almeno l'80 per cento delle interviste entro due settimane dalla settimana di riferimento, obiettivo generalmente conseguito, sia dai rilevatori Capi sia da quelli Cati.

Figura 2.1 - Percentuale del campione completo mensile utilizzata per la produzione della stima mensile provvisoria. Anni 2017-2019



2. La metodologia di stima

La Figura 2.1 riporta le serie delle quote di campione utilizzate per la produzione delle stime provvisorie, distintamente per tecnica Capi e Cati, tra il 2017 e il 2019⁵.

Il campione provvisorio, nei tre anni, non scende mai al di sotto del 95 per cento di quello completo per le interviste Cati e del 90 per cento per quelle Capi. La tempestività delle interviste Cati è sempre superiore a quella Capi, così come è più stabile la quota del campione provvisorio sul completo. Il terzo mese del trimestre viene sempre prodotto utilizzando il campione completo, alla luce del fatto che, per le ultime settimane del trimestre, i rilevatori dispongono di minor tempo per il completamento delle interviste assegnate (da quattro si passa a due settimane dopo la settimana di riferimento); ciò garantisce le stime trimestrali entro la tempistica del regolamento ma permette anche di produrre la stima mensile con il campione completo.

Il numero di interviste familiari utilizzato per la produzione delle stime mensili provvisorie è mediamente pari a circa 5 mila famiglie a settimana; la variabilità tra un mese e l'altro è dovuta principalmente al numero di settimane che lo compongono; solo per le stime riferite al mese di luglio il numero di interviste risulta leggermente inferiore, a causa delle maggiori difficoltà incontrate nel contattare le famiglie durante il periodo estivo.

Il trattamento dei dati mensili inizia con una procedura semplice di controllo e correzione al fine di verificare, per tutti gli individui, la presenza e la coerenza di tutte le variabili necessarie per la definizione della condizione occupazionale e delle altre variabili oggetto di diffusione. Questo trattamento ha un impatto molto limitato, circoscritto a un numero di record esiguo, poiché i dati, raccolti con tecniche assistite da computer, risultano per lo più corretti e coerenti.

Dopo aver controllato i dati si procede alla fase di stima, impiegando lo stimatore *AC-estimator* sviluppato appositamente per la produzione delle stime mensili della Rfl e descritto nel paragrafo 2.2. La procedura di calibrazione viene condotta utilizzando i programmi SAS del pacchetto Genesees sviluppato dall'Istat.

Le serie mensili vengono poi destagionalizzate e riconciliate così da garantire piena coerenza (per maggiori dettagli si rimanda al paragrafo 2.3).

Ogni tre mesi, quando viene reso disponibile il dato trimestrale, si procede alla produzione e diffusione delle stime mensili definitive.

Il processo di produzione delle stime mensili definitive ripercorre in linea di massima le stesse fasi di quello delle stime provvisorie, ma ci sono alcune differenze. Innanzitutto, il campione di osservazioni diventa completo e si amplia, contiene cioè tutte le interviste realizzate per ciascun mese. La fase di controllo e correzione dei dati non è necessaria, in quanto i dati vengono controllati e corretti dalla procedura predisposta per la produzione dei dati trimestrali.

Nella metodologia di stima, la prima differenza tra stime provvisorie e definitive consiste nella eliminazione di alcune variabili ausiliarie nel modello di stima dell'*AC-estimator*; si tratta delle variabili (X265-X320) relative alla distribuzione delle famiglie del campione per tecnica di indagine e per settimana di riferimento, che sono state introdotte nella produzione delle stime mensili provvisorie per correggere l'eventuale distorsione del campione parziale rispetto al campione atteso. Tutte le altre variabili ausiliarie familiari (X233-X264), relative alla distribuzione delle famiglie del campione nei quattro gruppi di rotazione, vengono invece mantenute per garantire che il campione pesato abbia una struttura coerente in termini di individui e famiglie.

⁵ Vengono riportati i dati fino al 2019, poiché nel 2020, a causa dell'emergenza sanitaria causata dal COVID-19, sono state apportate modifiche temporanee alla tecnica di rilevazione che rendono i dati non confrontabili.

La seconda differenza, più sostanziale, consiste in una procedura di calibrazione che viene eseguita dopo il calcolo dei pesi di riporto all'universo dell'*AC-estimator*, al fine di garantire la coerenza tra le stime mensili definitive e le corrispondenti stime trimestrali. La coerenza viene garantita per i principali indicatori diffusi, in termini di media ponderata:

$$\frac{1}{13}(nw_{m_1} \hat{Y}_{m_1} + nw_{m_2} \hat{Y}_{m_2} + nw_{m_3} \hat{Y}_{m_3}) = \hat{Y}_q \quad (13)$$

dove nw_m sono i pesi rappresentati dal numero di settimane che compongono ciascun mese, \hat{Y}_m sono le stime mensili dei principali indicatori diffusi \hat{Y}_q e sono le corrispondenti stime trimestrali, ottenute con lo stimatore di calibrazione sui dati dell'intero trimestre.

I pesi finali w_k^* da utilizzare per la produzione delle stime mensili definitive si ottengono mediante calibrazione dell'intero campione trimestrale, risolvendo il seguente problema di ottimizzazione vincolata:

$$\left\{ \begin{array}{l} \min_{w_k^*} \left\{ \sum_{k \in S_q} \text{dist}(w_k^*, w_k) \right\} \\ \sum_{k \in S_{m_i}} w_k^* x_k = t_{x_{m_i}} \quad i = 1, 2, 3 \\ \sum_{k \in S_q} w_k^* Y_k = \hat{Y}_q \end{array} \right. \quad (14)$$

I pesi finali w_k^* vengono determinati a partire dai pesi w_k dell'*AC-estimator*, minimizzando la distanza da questi ultimi e garantendo il rispetto di due set di vincoli, rispettivamente mensili e trimestrali.

I vincoli mensili si riferiscono alla distribuzione della popolazione per genere e 15 classi di età (0-14, 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-59, 60-64, 65-69, 70-74, 75-89, 90+), nelle 4 ripartizioni geografiche (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Mezzogiorno), nei tre mesi che compongono il trimestre; tali vincoli sono già soddisfatti dai pesi w_k e vengono introdotti anche in questa procedura di calibrazione per far sì che continuino ad essere soddisfatti anche dai pesi finali w_k^* .

I vincoli trimestrali riguardano le stime dei principali indicatori diffusi e hanno l'obiettivo di garantire la coerenza tra stime mensili e trimestrali; più precisamente, le medie ponderate delle stime mensili, con pesi proporzionali al numero di settimane che compongono ciascun mese, vengono poste uguali alle corrispondenti stime trimestrali.

La coerenza tra stime mensili e trimestrali è una proprietà desiderabile per due motivi. Il primo deriva dalle caratteristiche del disegno campionario: l'indagine Rfl è progettata come indagine trimestrale e il campione è disegnato per raggiungere livelli prefissati di precisione delle stime a livello trimestrale e annuale. Se è vero che le caratteristiche del campione rendono possibile la produzione di stime mensili, occorre ricordare che l'*output* principale della Rfl è rappresentato dalle stime trimestrali, che garantiscono un buon livello di precisione delle stime di un cospicuo numero di indicatori. Per questo motivo è importante che le stime mensili prodotte siano coerenti con le più precise stime trimestrali. Il secondo motivo è la maggiore semplicità nell'interpretazione dei risultati e nella comunicazione agli utenti, quando le varie stime prodotte sono tra loro coerenti.

2. La metodologia di stima

Le variabili ausiliarie utilizzate in questo passo di calibrazione sono:

- X1-X90: popolazione per genere e 15 classi di età (0-14, 15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54, 55-59, 60-64, 65-69, 70-74, 75-89, 90+), nei tre mesi del trimestre, nelle quattro ripartizioni geografiche (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Mezzogiorno);
- X91-X102: occupati per genere e sei classi di età (15-24, 25-34, 35-49, 50-64, 65-74, 75+), nelle quattro ripartizioni geografiche;
- X103-X110: persone in cerca di lavoro per genere e quattro classi di età (15-24, 25-34, 35-49, 50+), nelle quattro ripartizioni;
- X111-X120: non forze lavoro per genere e cinque classi di età (15-24, 25-34, 35-49, 50-64, 65+), nelle quattro ripartizioni geografiche;
- X121-X126: occupati per genere, posizione professionale e carattere dell'occupazione (dipendenti permanenti, dipendenti a termine, indipendenti), nelle quattro ripartizioni geografiche;
- X127-X134: occupati per genere e quattro macro-settori economici (agricoltura, industria, costruzioni, servizi) nelle quattro ripartizioni geografiche.

Per considerare congiuntamente in un'unica procedura di calibrazione variabili ausiliarie (e corrispondenti totali) mensili e trimestrali, si utilizza la seguente tecnica: le variabili ausiliarie X1-X90 sono variabili dicotomiche che assumono valori 0 e 1; le variabili ausiliarie X91-X134 assumono invece valori pari a 0 o la frazione $\frac{4}{13}$ o $\frac{5}{13}$, a seconda del numero di settimane che compongono il mese di riferimento.

La calibrazione viene condotta utilizzando programmi SAS del software Genesees sviluppati dall'Istat.

La revisione delle stime mensili provvisorie, generata dall'introduzione nel processo di stima delle interviste in più del campione completo e dalla correzione per rendere le stime mensili coerenti con quelle trimestrali, deve essere oggetto di controllo e valutazione. Le revisioni infatti non devono essere sistematiche (la media deve essere intorno allo zero) e la loro entità deve mantenersi su livelli accettabili. Revisioni mediamente diverse da zero possono indicare un problema di distorsione nel processo di stima (che pertanto dovrebbe essere identificato e possibilmente rimosso) e revisioni importanti possono modificare l'analisi e l'interpretazione dei risultati, minando la fiducia degli utenti nelle statistiche prodotte.

Le revisioni dei dati mensili della Rfl sono in genere molto contenute; nella Tavola 2.1 sono riportate a titolo di esempio le stime provvisorie del tasso di disoccupazione e del numero di occupati totali per i mesi di ottobre, novembre e dicembre 2019 (diffuse tra il 29 novembre 2019 e il 1 febbraio 2020) e quelle definitive diffuse il 3 marzo 2020.

Si osservano revisioni solo per il tasso di disoccupazione di novembre e dicembre, pari a -0,1 punti percentuali, e per il livello dell'occupazione che presenta la revisione più consistente nel mese di ottobre (pari allo 0,4 per cento, per un totale di -83 mila occupati).

La metodologia di destagionalizzazione e riconciliazione delle serie storiche definitive è sostanzialmente identica a quella seguita per la produzione delle serie provvisorie; l'unica differenza riguarda la produzione del dato trimestrale destagionalizzato, ottenuto come media ponderata (con pesi proporzionali al numero di settimane di ciascun mese) dei corrispondenti dati mensili destagionalizzati definitivi. Per costruzione quindi le serie destagionalizzate mensili e trimestrali sono tra loro coerenti.

Tavola 2.1 - Revisioni della stima del tasso di disoccupazione e del numero di occupati nel passaggio dalla stima provvisoria a quella definitiva. Ottobre-dicembre 2019

DATA	Tasso di disoccupazione				Variazione in punti percentuali tra provvisorio e completo
	29-nov-19	9-gen-20	30-gen-20	3-mar-20	
Ottobre 2019	10,0	10,0	10,0	10,0	0,0
Novembre 2019		10,1	10,1	10,0	-0,1
Dicembre 2019			10,0	9,8	-0,1

DATA	Occupati				Variazione assoluta tra provvisorio e completo
	29-nov-19	9-gen-20	30-gen-20	3-mar-20	
Ottobre 2019	23476	23476	23476	23394	-83
Novembre 2019		23527	23527	23535	7
Dicembre 2019			23180	23219	39

Mentre per le stime grezze (non destagionalizzate) il *benchmark* di riferimento è rappresentato dalle stime trimestrali, più precise, nel caso delle serie destagionalizzate il *benchmark* è rappresentato dalle serie mensili. Questa strategia è stata scelta, confrontando approfonditamente i risultati ottenuti con diverse alternative. In sintesi, si è deciso di attribuire maggiore rilevanza alle serie mensili destagionalizzate, perché hanno la caratteristica di cogliere più rapidamente i punti di svolta delle serie; inoltre la metodologia scelta garantisce revisioni più contenute e più circoscritte nel tempo rispetto alla metodologia alternativa che prevede la riconciliazione delle serie destagionalizzate mensili alle corrispondenti serie trimestrali.

3. LA VALUTAZIONE DELLA QUALITÀ¹

3.1 Le dimensioni della qualità

Le stime mensili sul mercato del lavoro, in particolare quelle sulla disoccupazione diffuse da Eurostat per tutti i Paesi europei, sono tra le statistiche più richieste e analizzate in ambito internazionale e nazionale.

Negli ultimi anni, anche a seguito della recente crisi economica, l'attenzione dei mass media, dei *policy makers* e in generale dell'opinione pubblica verso gli indicatori congiunturali è molto cresciuta, con l'intento di analizzare le dinamiche di breve periodo e cogliere segnali di ripresa economica e occupazionale. Il tasso di disoccupazione mensile, in particolare, ha assunto un rilievo ancora maggiore essendo, come già accennato, uno dei Principali indicatori economici (PEEIs)² nel contesto della Procedura per gli squilibri macroeconomici nell'Eurozona (Mip)³.

Come descritto nel capitolo 1, la produzione e diffusione delle stime mensili sulla disoccupazione è regolamentata a livello europeo dai Regolamenti n. 1700 e n. 2241 del 2019, che ne definiscono i requisiti principali relativamente alla metodologia di produzione, al loro livello di dettaglio, alla tempestività con cui devono essere prodotte e inviate a Eurostat. Per tenere conto delle specificità nazionali, sono comunque garantiti ampi margini di flessibilità ai Paesi membri, in particolare riguardo alla metodologia statistica per la produzione delle stime e per la destagionalizzazione delle serie.

La conseguente eterogeneità dei metodi impiegati e le differenze nelle Lfs dei vari Paesi hanno reso necessario definire un quadro di riferimento condiviso per valutare la qualità e stabilire l'idoneità alla diffusione delle stime mensili della disoccupazione, a prescindere dalle metodologie utilizzate⁴.

Nel *Quality framework for the monthly unemployment rate* richiesto da Eurostat sono state individuate le dimensioni rispetto alle quali la qualità dei dati deve essere verificata. Nello specifico si fa riferimento a: i) la *tempestività*, cioè il ritardo con cui le stime sono pubblicate rispetto al termine del periodo di riferimento; ii) la *coerenza temporale* e l'*assenza* di *breaks* nelle serie storiche; iii) la *comparabilità* tra Paesi; iv) l'*accuratezza*, ovvero l'errore campionario delle stime grezze (cioè non destagionalizzate)⁵; v) la *frequenza* e l'*ampiezza* delle revisioni sui dati diffusi; vi) la *volatilità* delle serie storiche.

1 I paragrafi 3.1, 3.1.1 e 3.1.2 sono stati redatti da Cinzia Graziani; il paragrafo 3.1.3 è stato redatto da Silvia Loriga.

2 Comunicazione della Commissione al Parlamento europeo e al Consiglio sulle statistiche dell'eurozona, *Towards improved methodologies for Eurozone statistics and indicators*, COM(2002) 661 final.

3 Regolamento Eu n° 1176/2011 del Parlamento europeo e del consiglio del 16 novembre 2011 sulla prevenzione e correzione degli squilibri macroeconomici.

4 Nel giugno 2014 il Lamas, il gruppo di lavoro coordinato da Eurostat che raccoglie esperti del mercato del lavoro degli istituti di statistica degli stati membri dell'Unione, ha costituito la task force '*Quality framework for monthly unemployment*' con l'obiettivo di definire un quadro di riferimento condiviso per valutare la qualità delle stime mensili della disoccupazione.

5 L'accuratezza, in quanto misurata dall'errore campionario dei dati grezzi, è una dimensione misurabile solo per i metodi di stima basati unicamente sui dati raccolti dall'indagine campionaria e non quindi su dati di fonte amministrativa.

Alcune di queste dimensioni, specificatamente la tempestività, l'assenza di *break* nelle serie, nonché la coerenza tra dati mensili e trimestrali e la comparabilità tra Paesi, rappresentano in realtà dei prerequisiti rispetto al *framework*, in quanto devono essere soddisfatti a prescindere dalle metodologie utilizzate (sono definiti nel Regolamento n. 2241 del 2019).

Riguardo alla tempestività, caratteristica particolarmente importante per gli indicatori congiunturali, la data di diffusione nazionale coincide, come già detto, con quella della diffusione da parte di Eurostat; pertanto, un'altra dimensione di qualità, strettamente legata alla tempestività, è la puntualità della produzione delle stime e della loro trasmissione a Eurostat. Il Regolamento europeo fissa a 25 o 27 giorni dalla fine del mese di riferimento (a seconda della metodologia scelta per la produzione delle stime) la trasmissione dei dati a Eurostat da parte dei paesi membri (come illustrato nel paragrafo 2.4.1, si tratta della trasmissione delle stime provvisorie a 30 giorni dal mese di riferimento che vengono rese definitive solo con la disponibilità del dato trimestrale).

La coerenza temporale della serie storica rappresenta un altro prerequisito fondamentale: in presenza di discontinuità, il confronto intertemporale rischia di essere perturbato da variazioni dovute a effetti di natura puramente metodologica, piuttosto che a reali mutamenti del fenomeno. Così come per la produzione delle stime, Eurostat richiede che siano i singoli paesi a farsi carico dei processi di ricostruzione delle serie storiche in presenza di *break* intervenuti nell'indagine, dal momento che i singoli Paesi dispongono di informazioni più dettagliate e specifiche sui cambiamenti intercorsi nel processo dell'indagine e sul loro impatto sui dati.

Il recente Regolamento europeo n. 1700 del 2019, ad esempio, ha richiesto ai Paesi membri la fornitura delle serie storiche ricostruite (o semplicemente dei fattori che misurano l'impatto del *break*) dei principali indicatori entro dodici mesi dall'adozione del regolamento stesso, che è avvenuta il 1 gennaio 2021 (quindi entro la fine del 2021).

La comparabilità tra Paesi ha rappresentato fin dall'avvio della loro produzione una criticità per le stime mensili sulla disoccupazione; proprio per questo, le stime mensili sono entrate a far parte della base legale sulla Lfs: i Regolamenti europei n. 1700 e n. 2241 del 2019 definiscono i requisiti principali delle metodologie di produzione delle stime, il livello di dettaglio e la tempestività con cui devono essere prodotte e inviate a Eurostat. Nonostante rimangano ampi margini di flessibilità per i Paesi membri, in particolare riguardo alla metodologia statistica per la produzione delle stime e per la destagionalizzazione delle serie, la qualità delle stime viene monitorata attraverso il *Quality framework for the monthly unemployment rate*.

Per le dimensioni di qualità quali volatilità delle serie, accuratezza delle stime e revisioni, il *framework*, più che mirare a confrontare i diversi metodi per stabilirne il migliore dal punto di vista qualitativo, fornisce dei criteri di valutazione per definire se la volatilità, le revisioni o l'errore campionario sono: A) basse, B) accettabili o C) eccessive.

Per ognuna delle tre dimensioni sono stati individuati specifici indicatori e relative soglie; in particolare, per volatilità e revisioni l'attenzione è sui dati destagionalizzati, vista la loro importanza in termini congiunturali, mentre per l'accuratezza, in quanto misurata dall'errore campionario, i dati di riferimento sono quelli grezzi. Ovviamente quest'ultima dimensione non è considerata per i Paesi che utilizzano altre fonti oltre alla Lfs.

La volatilità di una serie destagionalizzata può essere valutata osservando il suo andamento e verificando la presenza di continui e importanti cambiamenti di tendenza. La presenza di tali oscillazioni può rendere infatti difficile l'identificazione del trend e può por-

3. La valutazione della qualità

tare a ipotizzare che il fenomeno sia caratterizzato da una forte componente irregolare con conseguente scarsa affidabilità delle stime mensilmente diffuse.

Gli indicatori di volatilità individuati dal *framework* sono: la frequenza delle doppie e ampie (maggiori di 0,2 punti percentuali) inversioni di tendenza e la correlazione tra le variazioni congiunturali mensili. La volatilità è ritenuta bassa (A) quando la frequenza delle doppie e ampie inversioni di tendenza è minore o uguale al 5 per cento e la correlazione tra le variazioni congiunturali mensili è compresa nell'intervallo $[-0,3; 0,9]$. Come informazione aggiuntiva, si può valutare la deviazione standard della componente irregolare (che deve essere al di sotto di 0,15) e la frequenza di andamenti ritenuti implausibili (inferiore al 10 per cento)⁶.

La revisione, che dà una misura anch'essa di affidabilità, è la modifica, per motivi straordinari o ordinari, programmati o no, di un dato o di una serie di dati precedentemente diffusi. I motivi per cui i dati destagionalizzati mensili sono soggetti a revisione sono stati ampiamente spiegati nel capitolo 2. Inoltre, le stesse *Ess Guidelines on revisions policy* prevedono che la serie destagionalizzata venga mensilmente rivista in quanto, con l'aggiunta di un nuovo dato, i parametri dei modelli di destagionalizzazione devono essere ristimati.

Gli indicatori individuati per misurare la revisione tengono conto della frequenza con cui il dato destagionalizzato è rivisto e dell'ampiezza di tale revisione. In base al *framework* europeo, con attenzione particolare ai dati destagionalizzati riferiti al tasso di disoccupazione, la revisione è bassa (A) quando la frequenza di revisioni ampie (0,2 p.p.) sui livelli del tasso è minore o pari al 10 per cento oppure la frequenza di revisioni ampie sulle variazioni congiunturali è inferiore o pari al 10 per cento⁷.

3.1.1 Le revisioni e i triangoli di revisione

Le serie mensili degli indicatori sul mercato del lavoro, come tutti gli indicatori congiunturali diffusi con elevata tempestività, sono caratterizzate da un significativo grado di incertezza. La pubblicazione del dato a breve distanza dal periodo di riferimento, da un lato, soddisfa la richiesta di un'informazione tempestiva, ma, dall'altro, sconta la ridotta disponibilità di fonti statistiche e rischia dunque di fornire un'informazione imprecisa. I dati congiunturali nel momento della loro prima diffusione sono spesso provvisori o preliminari proprio perché soggetti a essere rivisti nei rilasci successivi a seguito dell'acquisizione di maggiore informazione.

Nel caso delle stime mensili sull'offerta di lavoro una revisione si può verificare a seguito di eventi di natura occasionale come, ad esempio, cambiamenti metodologici, di tecnica di indagine, di definizioni o di codifiche utilizzate; ordinariamente si presenta in concomitanza della diffusione del dato trimestrale definitivo. Le stime mensili infatti, diffuse provvisoriamente a trenta giorni dal termine del mese di riferimento, sono calcolate su un campione parziale che diviene completo solo con la chiusura del trimestre:

⁶ Questi indicatori si calcolano sugli ultimi tre anni delle serie destagionalizzate, senza arrotondamenti, ad eccezione della frequenza di andamenti implausibili, per cui occorre considerare gli ultimi dieci anni di serie, arrotondando i dati di input alla prima cifra decimale.

⁷ Per maggiore dettaglio sulle metodologie di calcolo degli indicatori di volatilità e di revisione e su ulteriori indicatori secondari si rimanda al report finale della *Task force on monthly unemployment rate* (consultabile al link: <https://circabc.europa.eu/ui/group/904e4db4-e771-42d7-88e5-21a9504021bf/library/ce0d83cf-d364-43e2-99de-a289118c9f76/details>).

le stime relative ai mesi del trimestre sono allora ricalcolate sulla base dell'intero campione effettivo e ricalibrate al dato trimestrale. In questo caso la revisione, di natura ordinaria e programmata, è tanto maggiore quanto più il campione parziale si discosta da quello completo, per numerosità e conformazione. Tale revisione riguarda il dato grezzo; tuttavia, trattandosi di dati congiunturali, le serie sono ogni mese soggette a destagionalizzazione, processo che, come già descritto, porta alla revisione dell'intera serie di dati.

Per il contenimento delle revisioni dovute al processo di destagionalizzazione le *Ess Guidelines on seasonal adjustment* suggeriscono diversi approcci⁸, nel seguito brevemente descritti:

- l'approccio *Current adjustment*: il modello, i filtri, gli *outliers* e i parametri di regressione sono re-identificati e i rispettivi parametri e fattori sono ristimati a intervalli di revisione opportunamente fissati. Anche i fattori stagionali e di calendario rimangono gli stessi fino alla fine dell'intervallo.
- l'approccio *Concurrent adjustment*: il modello, i filtri, gli *outliers*, e i parametri di regressione sono re-identificati e i rispettivi parametri e fattori sono ristimati ogni qual volta è disponibile una nuova informazione o un dato rivisto.
- l'approccio *Partial concurrent adjustment*: il modello, i filtri, gli *outliers* e i regressori di calendario sono re-identificati a intervalli di revisione opportunamente fissati (in genere una volta l'anno) e i rispettivi parametri e fattori sono ristimati ogni qual volta è disponibile una nuova informazione.
- l'approccio *Controlled current adjustment*: i fattori stagionali e di calendario stimati con l'approccio *Current* vengono usati per destagionalizzare i dati grezzi nuovi o rivisti; un controllo interno viene tuttavia effettuato con i risultati del *Partial concurrent adjustment* (preferibile in presenza di una differenza significativa) ed è quindi richiesta una doppia destagionalizzazione per ogni serie.

Per la produzione dei dati mensili destagionalizzati di Forze Lavoro si segue l'approccio del *Partial concurrent adjustment*, come suggerito dalle linee guida europee. A garanzia dell'affidabilità e della trasparenza dei dati è comunque necessario monitorare e analizzare le revisioni intercorse tra le varie diffusioni; a questo scopo lo strumento fondamentale di riferimento è il triangolo revisione (o *real-time database*), una raccolta in forma tabellare delle serie rilasciate nel corso del tempo (*vintages*). La forma triangolare deriva dalla disposizione delle serie storiche per riga e la sua regolarità dipende dalla coincidenza o meno tra la frequenza di pubblicazione e la periodicità dell'indicatore.

Lo schema di revisione dei dati mensili non destagionalizzati (grezzi) riportato nella Tavola 3.1 mostra la configurazione del triangolo per un qualsiasi indicatore mensile dell'offerta di lavoro. In particolare sono evidenziate la serie delle stime (P) e quella delle stime finali riviste in occasione della diffusione del dato trimestrale (R1).

⁸ *Ess Guidelines on seasonal adjustment*, par.4.

3. La valutazione della qualità

Tavola 3.1 - Schema di revisione ordinaria degli indicatori della Rilevazione forze lavoro, dati grezzi

Mese di riferimento		Anno A												
		Gen	Feb	Mar	Apr	Mag	Giu	Lug	Ago	Set	Ott	Nov	Dic	
Mese e anno di pubblicazione	Anno A	Febbraio	P											
		Marzo	P	P										
		Aprile	P	P	P									
		Maggio	R1	R1	R1	P								
		Giugno	R1	R1	R1	P	P							
		Luglio	R1	R1	R1	P	P	P						
		Agosto	R1	R1	R1	R1	R1	R1	P					
		Settembre	R1	R1	R1	R1	R1	R1	P	P				
		Ottobre	R1	R1	R1	R1	R1	R1	P	P	P			
		Novembre	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	P		
		Dicembre	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	P	P	
		Anno A+1	Gennaio	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	P	P
		Febbraio	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1	R1

Prima stima (P)
 Stima rivista con frequenza infrannuale anno in corso (R1)

Per i dati destagionalizzati, invece, in base alla politica di revisione seguita, lo schema di revisione riportato nella Tavola 3.2 evidenzia come a ogni uscita di un nuovo dato la serie sia interamente rivista.

La lettura del triangolo per riga permette di osservare le serie storiche diffuse nel corso del tempo e ciò può essere utile per la valutazione di modelli di previsione. La lettura per colonna permette di ricavare la storia delle revisioni delle stime riferite ad un certo periodo (in questo caso il mese), dal primo all'ultimo rilascio disponibile, fornendo una misura dell'affidabilità delle stime pubblicate nel tempo. La lettura diagonale, infine, permette di identificare le serie delle stime caratterizzate dalla medesima epoca di rilascio (ad esempio la serie delle stime provvisorie o 'prime stime' è collocata sulla diagonale principale, quella più esterna del triangolo, mentre quella subito sotto si riferisce a eventuali secondi rilasci e così via).

Tavola 3.2 - Schema di revisione ordinaria degli indicatori della Rilevazione forze lavoro, dati destagionalizzati

Mese di riferimento		Anno A												
		Gen	Feb	Mar	Apr	Mag	Giu	Lug	Ago	Set	Ott	Nov	Dic	
Mese e anno di pubblicazione	Anno A	Febbraio	P											
		Marzo	P1	P										
		Aprile	P2	P1	P									
		Maggio	P3	P2	P1	P								
		Giugno	P4	P3	P2	P1	P							
		Luglio	P5	P4	P3	P2	P1	P						
		Agosto	P6	P5	P4	P3	P2	P1	P					
		Settembre	P7	P6	P5	P4	P3	P2	P1	P				
		Ottobre	P8	P7	P6	P5	P4	P3	P2	P1	P			
		Novembre	P9	P8	P7	P6	P5	P4	P3	P2	P1	P		
		Dicembre	P10	P9	P8	P7	P6	P5	P4	P3	P2	P1	P	
		Anno A+1	Gennaio	L-1	L-1	L-1	L-1	L-1	L-1	L-1	L-1	L-1	L-1	L-1
		Febbraio	L	L	L	L	L	L	L	L	L	L	L	L



Per effettuare l'analisi delle revisioni occorre innanzitutto stabilire i due periodi tra i quali si vogliono calcolare le revisioni intercorse; ad esempio se si vuole analizzare la revisione tra la serie delle prime diffusioni e quella dei dati rivisti in occasione della disponibilità del dato trimestrale completo, occorrerà confrontare, con riferimento alla Tavola 3.1, la serie P e la serie R1.

Il *Quality framework for the monthly unemployment rate* richiede di calcolare le revisioni tra la prima release e quella a sei release successive, così da assicurare il confronto tra una release provvisoria e una release che ha già accorpato il passaggio dal dato grezzo provvisorio a quello definitivo. Per i comunicati mensili si fa riferimento alla revisione intercorsa tra la release corrente e quella precedente (nello schema di revisione riferito ai dati stagionalizzati sopra riportato le serie in questione sono individuate rispettivamente da L e L-1).

L'obiettivo è preservare, al di là della revisione del livello del dato, la dinamica della serie ed è per questo motivo che, nel caso degli indicatori dell'offerta di lavoro, particolare attenzione è riservata alle revisioni delle variazioni congiunturali. Nel comunicato stampa mensile sono diffuse infatti le revisioni relative ai tassi di crescita, intercorse tra le ultime due release sugli ultimi tredici mesi, per i principali indicatori (occupati, disoccupati e inattivi, tasso di occupazione, di disoccupazione e di inattività).

L'analisi delle revisioni prevede poi la costruzione di indici sintetici per misurare l'ampiezza, la direzione e la variabilità delle revisioni stesse (Di Fonzo, T. 2005, McKenzie, R. e Gamba, M. 2008), anche al fine di migliorare i processi statistici⁹.

Per l'*ampiezza media delle revisioni* si calcolano i seguenti indici:

- la revisione media assoluta
- la revisione media quadratica
- la mediana delle revisioni in valore assoluto
- la revisione media assoluta in termini relativi.

Per la *direzione delle revisioni* si calcolano:

- la revisione media (se positiva/negativa indica che la stima preliminare sottostima/sovraestima la stima successiva)
- la deviazione standard della revisione media
- la Significatività statistica della revisione media (se positiva/negativa e statisticamente significativa indica che la stima preliminare tende a sottostimare/sovraestimare la stima successiva)
- la mediana delle revisioni
- l'indice di asimmetria delle revisioni
- la percentuale di revisioni positive
- la percentuale di revisioni negative
- la percentuale di revisioni pari a zero.

Per la *variabilità delle revisioni* si calcolano:

- la deviazione standard delle revisioni
- la revisione minima
- la revisione massima
- il campo di variazione delle revisioni
- l'intervallo in cui rientra il 90 per cento delle revisioni
- lo scarto interquartile.

Per l'*impatto delle revisioni sul segno dei tassi di variazione* si calcolano:

- la concordanza di segno tra stima successiva e stima precedente

⁹ Gli indicatori di qualità dell'analisi delle revisioni saranno diffusi per le stime mensili stagionalizzate nell'ambito del quadro informativo congiuntura (<https://www.istat.it/it/congiuntura>).

3. La valutazione della qualità

- la misura di accelerazione per effetto delle revisioni
- la misura di decelerazione per effetto delle revisioni.

A titolo esemplificativo, si riportano nella Tavola 3.3 i risultati dell'analisi delle revisioni riferiti alle serie mensili dei tassi di occupazione, di disoccupazione e di inattività diffuse il 30 gennaio 2020, in occasione del rilascio delle stime di dicembre 2019. Dall'analisi emerge che le revisioni intercorse per i tre indicatori tra l'ultima e la penultima serie diffuse risultano statisticamente non significative, hanno una variabilità contenuta e preservano il segno non impattando sulla dinamica delle serie.

Tavola 3.3 - Tasso di occupazione, di disoccupazione e di inattività: indicatori sintetici delle revisioni delle variazioni congiunturali

Periodo	ott-09 / nov-19		
Numero di osservazioni	122		
confronto	(L),(L-1)		
	Tasso di occupazione	Tasso di disoccupazione	Tasso di inattività
Ampiezza media delle revisioni			
Revisione Media Assoluta (RMA)	0,00	0,00	0,00
Revisione media quadratica	0,01	0,00	0,00
Mediana delle revisioni in valore assoluto	0,00	0,00	0,00
Revisione Media Assoluta in termini Relativi (RMAR)	0,02	0,01	0,01
Direzione delle revisioni			
Revisione Media (RM)	0,00	0,00	0,00
Deviazione standard della Revisione Media	0,00	0,00	0,00
Statistica t di Student relativa alla Revisione Media	-1,25	1,20	1,19
Valori critici della distribuzione t di Student (0,1/0,05/0,01)	1,66/1,98/2,62	1,66/1,98/2,62	1,66/1,98/2,62
Significatività statistica della Revisione Media (*)	NO	NO	NO
Mediana delle revisioni	0,00	0,00	0,00
Indice di asimmetria delle revisioni	-0,07	0,09	0,11
percentuale di revisioni positive	41,80	54,92	49,18
percentuale di revisioni negative	58,20	45,08	50,82
percentuale di revisioni pari a zero	0,00	0,00	0,00
Variabilità delle revisioni			
Deviazione standard delle revisioni (DSR)	0,01	0,00	0,00
Revisione minima	-0,04	-0,02	-0,03
Revisione massima	0,04	0,03	0,02
Campo di variazione delle revisioni	0,07	0,05	0,05
Intervallo in cui rientra il 90 per cento delle revisioni	0,01	0,01	0,01
Scarto interquartile	0,00	0,00	0,00
Impatto delle revisioni sul segno dei tassi di crescita			
Concordanza di segno tra stima successiva e stima precedente	97,54	100,00	99,18
Misura di accelerazione per effetto delle revisioni	50,41	52,07	52,07
Misura di decelerazione per effetto delle revisioni	49,59	47,11	47,11

(*) I possibili risultati sono:

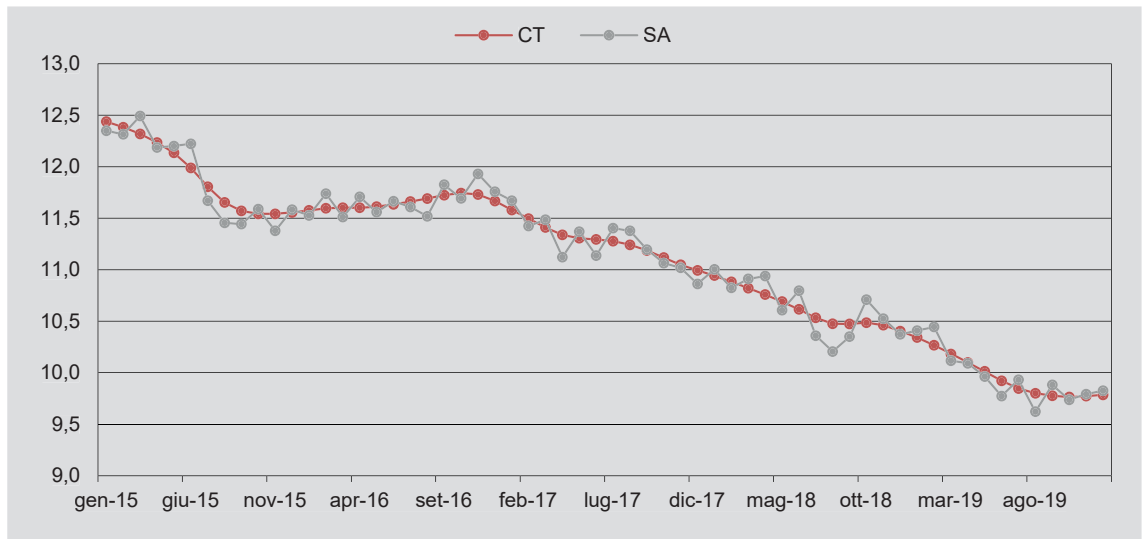
- NO = la revisione media non è significativamente diversa da zero;
- S1* = la revisione media è significativamente diversa da zero, ma con un livello di significatività non particolarmente alto ($|tRM| > t_{0.95, n-1}$);
- S1** = la revisione media è significativamente diversa da zero, con un livello standard di significatività ($|tRM| > t_{0.975, n-1}$);
- S1*** = la revisione media è significativamente diversa da zero, con un elevato livello di significatività ($|tRM| > t_{0.995, n-1}$).

3.1.2 Analisi della volatilità

La volatilità riscontrabile nei dati congiunturali è espressione dell'incertezza che caratterizza i fenomeni oggetto di studio. Come già evidenziato nel paragrafo 2.3, attraverso la destagionalizzazione delle serie mensili sul mercato del lavoro è possibile individuare le componenti non direttamente osservabili del fenomeno: il trend, che rappresenta la tendenza di medio-lungo periodo, la stagionalità, costituita da oscillazioni con frequenza annuale, e la componente irregolare, dovuta a fluttuazioni di breve periodo e non sistematiche che

conferiscono alla serie un andamento oscillatorio (rendendone più difficile la corretta interpretazione). Nella figura 3.1 è riportata la serie storica del tasso di disoccupazione mensile: la differenza tra la serie dei dati destagionalizzati (Sa) e quella del ciclo trend (Ct) costituisce la componente irregolare e rappresenta la volatilità del fenomeno indagato.

Figura 3.1 - Tasso di disoccupazione mensile, dati destagionalizzati (SA) e di ciclo-trend (CT). Gennaio 2015-dicembre 2019 (valori percentuali)



La componente irregolare dipende da due fattori: il verificarsi di eventi imprevedibili, frutto dell'incertezza legata al fenomeno, e l'errore campionario, che caratterizza tutti i dati provenienti da indagine campionaria e che costituisce una misura dell'accuratezza delle stime. L'errore campionario può essere calcolato e quindi è chiaramente identificabile sui dati grezzi; sui dati destagionalizzati la procedura di destagionalizzazione non permette di distinguere la parte di componente irregolare imputabile all'errore campionario da quella riconducibile a eventi imprevedibili¹⁰.

La presenza di volatilità è quindi una caratteristica ineliminabile delle serie storiche congiunturali ma, se eccessiva, può rendere difficoltosa la lettura e l'analisi dei dati. Per questo motivo la valutazione della qualità del dato congiunturale non può prescindere dal grado di volatilità presente nella serie di dati.

Il *Quality framework for the monthly unemployment rate* ha definito alcune misure per stabilire se la volatilità presente nelle serie mensili sia o meno accettabile. Ovviamente si fa riferimento al tasso di disoccupazione ma nulla vieta di estendere l'applicazione agli altri aggregati diffusi mensilmente.

Le principali misure identificate, come già accennato, riguardano la presenza di doppie e ampie inversioni di segno e la correlazione tra le variazioni congiunturali. In particolare:

- si rileva il cosiddetto effetto *roller coaster* cioè la presenza di tre variazioni congiunturali consecutive di segno opposto e ampie (superiori a 0,2), come ad esempio una crescita mensile ampia seguita da un calo ampio e poi di nuovo da una crescita ampia;

¹⁰ I principali istituti nazionali di statistica non pubblicano errori campionari riferiti a stime destagionalizzate. In alcuni casi sono pubblicati gli errori campionari delle stime non destagionalizzate ritenendo che questi siano del tutto simili a quelli riferiti alle corrispondenti stime destagionalizzate. L'Istat sta conducendo studi al fine di verificare se tale approccio sia applicabile anche agli indicatori diffusi dall'Istituto.

3. La valutazione della qualità

- si rileva l'autocorrelazione tra le variazioni congiunturali mensili, così da capire se la serie è caratterizzata da una forte volatilità (correlazione negativa) oppure da un andamento che riflette perfettamente il trend in quanto privo di dinamiche oscillatorie. Il grado di volatilità, come già detto, è ritenuto accettabile se, in un arco temporale di tre anni, la frequenza delle doppie e ampie inversioni è inferiore al 5 per cento e se la correlazione tra le variazioni congiunturali è compresa nell'intervallo $[-0,3$ e $0,9]$.

Gli indicatori calcolati sulle serie diffuse dall'Istat in occasione del comunicato relativo al mese di dicembre 2019 (Tavola 3.4) mostrano un livello di volatilità accettabile per le serie relative agli occupati e al tasso di occupazione, al limite per il tasso di inattività e oltre il limite invece, per disoccupati, inattivi e tasso di disoccupazione.

Tavola 3.4 - Indicatori di volatilità per i principali aggregati sul mercato del lavoro diffusi mensilmente (riferiti alle serie destagionalizzate diffuse il 30 gennaio 2020)

AGGREGATO	Frequenza percentuale delle doppie e ampie inversioni	Autocorrelazione tra le variazioni congiunturali
Occupati	0,0	-0,2
Disoccupati	39,4	-0,5
Inattivi	27,3	-0,4
Tasso di occupazione	0,0	-0,3
Tasso di disoccupazione	6,1	-0,5
Tasso di inattività	0,0	-0,4

3.1.3 Accuratezza

Al fine di valutare l'accuratezza delle stime prodotte da un'indagine campionaria è necessario tenere conto dell'errore campionario che deriva dall'aver osservato la variabile di interesse solo su una parte della popolazione (il campione). Tale errore può essere espresso in termini di errore assoluto (*standard error*) o di errore relativo (cioè l'errore assoluto diviso per la stima, che prende il nome di coefficiente di variazione, Cv).

Nel capitolo 2 è stata descritta la metodologia di stima dell'errore campionario delle stime mensili della Rilevazione forze lavoro. Nella Tavola 3.5, per le principali variabili di interesse, sono riportati la stima puntuale (non destagionalizzata) e l'errore relativo ad essa associato.

Tavola 3.5 - Errori relativi delle stime non destagionalizzate dei principali indicatori. Dicembre 2019

	Stima puntuale	Errore relativo (CV)
Occupati (migliaia di unità)	23.180	0,003082
Disoccupati (migliaia di unità)	2.562	0,020001
Inattivi 15-64 anni (migliaia di unità)	13.255	0,005458
Tasso di occupazione 15-64 anni (valore percentuale)	58,78	0,003057
Tasso di disoccupazione (valore percentuale)	9,95	0,019707
Tasso di inattività 15-64 anni (valore percentuale)	34,57	0,005458

A partire da questi due indicatori è possibile costruire l'intervallo di confidenza che, con un prefissato livello di fiducia, contiene al suo interno il valore vero, ma ignoto, del parametro oggetto di stima. L'intervallo di confidenza è calcolato aggiungendo e sottraendo alla stima puntuale il suo errore campionario assoluto, moltiplicato per un coefficiente che dipende dal livello di fiducia; considerando il tradizionale livello di fiducia del 95 per cento, il coefficiente corrispondente è pari a 1,96.

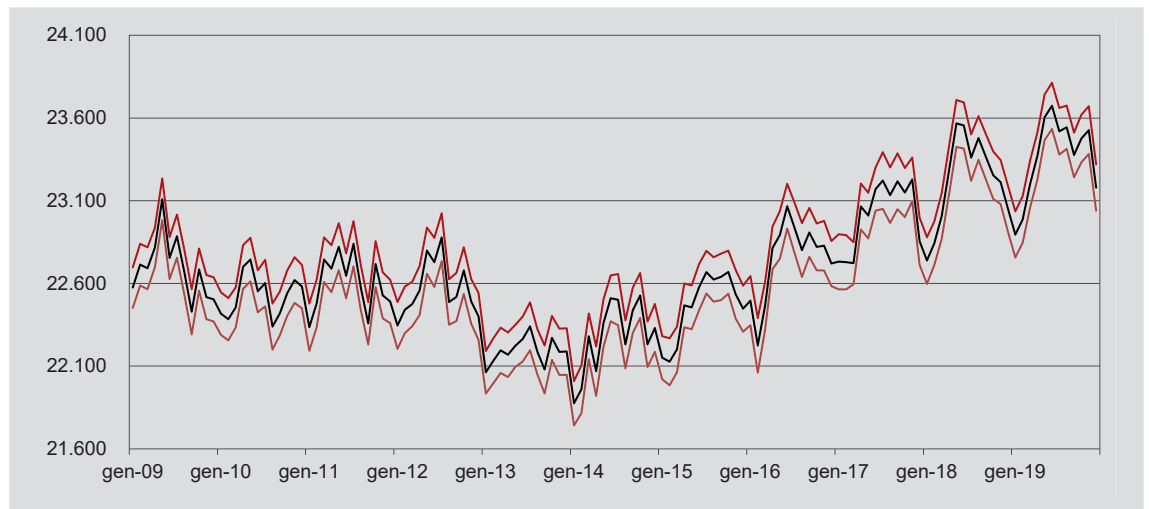
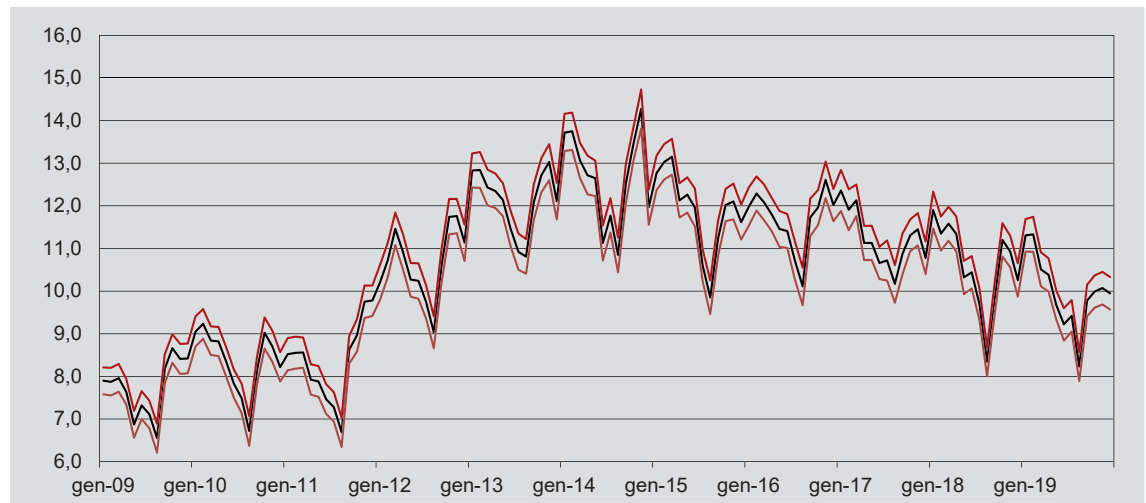
Nella Tavola 3.6 sono riportati i calcoli per la costruzione dell'intervallo di confidenza della stima degli occupati e del tasso di disoccupazione.

Tavola 3.6 - Calcolo esemplificativo dell'intervallo di confidenza relativo al totale degli occupati. Dicembre 2019

	Occupati (migliaia di unità)	Tasso di disoccupazione (percentuale)
Stima puntuale:	23.180	9,95
Errore relativo (CV)	0,003082	0,019707
Stima intervallare		
Semi ampiezza dell'intervallo:	$(23.180 \times 0,003082) \times 1,96 = 140$	$(9,95 \times 0,019707) \times 1,96 = 0,38$
Limite inferiore dell'intervallo di confidenza:	$23.180 - 140 = 23.040$	$9,95 - 0,38 = 9,57$
Limite superiore dell'intervallo di confidenza:	$23.180 + 140 = 23.320$	$9,95 + 0,38 = 10,33$

In occasione di ogni comunicato stampa è resa disponibile la tabella completa degli errori relativi riferiti alle stime mensili non destagionalizzate dei principali indicatori, che consentono di definirne l'intervallo di confidenza.

Nelle figure 3.2 e 3.3 vengono riportate le serie degli intervalli di confidenza della stima degli occupati e del tasso di disoccupazione da gennaio 2009; in occasione dei comunicati stampa mensili, questo tipo di grafico viene diffuso anche per il numero di disoccupati e di inattivi e per i tassi di occupazione e inattività.

Figura 3.2 - Stima puntuale e intervallo di confidenza del numero di occupati. Gennaio 2009-dicembre 2019, dati non destagionalizzati (valori assoluti in migliaia di unità)**Figura 3.3 - Stima puntuale e intervallo di confidenza del tasso di disoccupazione. Gennaio 2009-dicembre 2019, dati non destagionalizzati (valori percentuali)**

4. LA RICOSTRUZIONE DELLE SERIE STORICHE¹

4.1 Il quadro di riferimento

Nel corso degli anni, la Rfl ha subito diverse revisioni. Tra queste, la più importante è avvenuta nel 2004, con il passaggio dalla rilevazione trimestrale a quella continua, che ha coinvolto tutte le fasi del processo, inclusi la tecnica di rilevazione, il campione, il questionario e le definizioni degli aggregati.

Cambiamenti così rilevanti determinano la difficoltà (se non impossibilità) di confrontare i nuovi dati con quelli rilevati precedentemente e quindi pregiudicano la possibilità di effettuare l'analisi temporale dei fenomeni oggetto di studio. Esistono tuttavia tecniche di ricostruzione di serie storiche che permettono di sanare i *break* derivanti dalle modifiche introdotte nel processo.

Nell'ambito della Rfl, negli anni si è consolidata una notevole conoscenza delle tecniche di ricostruzione di serie storiche, che ha permesso, nel 2004 in particolare, l'analisi di medio e lungo periodo contestualmente alla diffusione dei dati rilevati secondo la nuova indagine. La tecnica utilizzata per la ricostruzione è stata standardizzata e utilizzata per la ricostruzione di dati relativi ad altre rilevazioni.

In generale, in presenza di un *break*, la ricostruzione del pregresso richiede la stima della serie per un periodo passato per cui non si hanno dati da osservazione diretta. Nello specifico della tecnica di ricostruzione in oggetto, risulta fondamentale la disponibilità di un periodo di sovrapposizione tra la vecchia e la nuova rilevazione, utile a definire un modello di raccordo tra i due segmenti di dati. Affinché il modello utilizzato possa tenere conto anche degli effetti stagionali, la sovrapposizione tra le due indagini deve essere di almeno un anno.

Per il raccordo delle serie si adotta un approccio a livello macro, *model based* e per componenti:

- livello macro, perché non è possibile ricostruire gli aggregati a livello micro a causa dell'assenza delle informazioni micro necessarie a definire i nuovi aggregati;
- *model based*, perché utilizza tecniche econometriche e statistiche di analisi dei dati temporali;
- per componenti delle serie, in quanto ricostruisce separatamente la componente di lungo periodo, quella di periodo annuale e la componente di breve periodo (ciclo-trend, stagionalità e componente erratica).

Tra il 2004 e il 2020, periodo per il quale sono disponibili sia le stime mensili sia quelle trimestrali, le modifiche intervenute nella rilevazione hanno fatto riferimento ad alcuni aspetti organizzativi (comportando ad esempio modifiche nella numerosità del campione) o alla rilevazione di alcune variabili (ad esempio per effetto del cambio di classificazione Ateco). In questi casi la ricostruzione ha riguardato poche serie di dati.

Dal 1° gennaio 2021, in Italia come in tutti i paesi dell'Unione europea, è stata avviata la nuova Lfs, secondo le indicazioni del Regolamento (Ue) 2019/1700 del Parlamento europeo e del Consiglio, che ha adottato un nuovo questionario e ha introdotto cambiamenti importanti nella definizione di famiglia e nella definizione di occupato.

¹ I paragrafi 4.1 e 4.3 sono stati redatti da Andrea Spizzichino; il paragrafo 4.2 è stato redatto da Maurizio Lucarelli.

L'impatto più rilevante, in particolare per le stime mensili, è stato il cambiamento definitivo della condizione di occupato, e di conseguenza, di disoccupato e inattivo. Nella precedente rilevazione, rientrava tra gli occupati anche il dipendente assente per oltre tre mesi se manteneva una retribuzione pari ad almeno il 50 per cento (ad esempio i cassaintegrati di lungo periodo). Similmente, il lavoratore indipendente assente dal lavoro per attività momentaneamente sospesa (non definitivamente conclusa) era considerato occupato.

Nella nuova rilevazione, il lavoratore assente dal lavoro per più di tre mesi è considerato non occupato (a prescindere dalla retribuzione, se dipendente, e dal tipo di interruzione di attività se indipendente). Le uniche eccezioni riguardano:

- gli assenti per maternità, malattia, part time verticale, formazione pagata dal datore di lavoro, congedo parentale retribuito;
- i lavoratori stagionali che nel periodo di chiusura dichiarano di svolgere comunque attività lavorativa (per mantenimento, rinnovo o prosecuzione dell'attività lavorativa, come ad esempio la manutenzione degli impianti), che non include gli obblighi legali o amministrativi e le attività relative al pagamento delle tasse.

Una innovazione di questa portata ha richiesto la ricostruzione dell'intera serie storica dal 2004, sia per il dato mensile sia per quello trimestrale. Il cambiamento di definizione ha determinato, infatti, in coincidenza di particolari fasi storiche, forti effetti sulle stime di livello.

4.2 La ricostruzione delle serie storiche mensili

Per la ricostruzione delle serie storiche mensili, si è scelto di procedere con la ricostruzione dei macro aggregati, sia per soddisfare le forniture richieste da Eurostat, sia per fornire un'adeguata informazione ai vari utenti (interni ed esterni all'Istat).

Per i mesi che vanno da gennaio 2004 a dicembre 2020, sono state ricostruite 672 serie, distinte per condizione occupazionale, sesso, classe di età, ripartizione geografica e, per gli occupati, posizione nella professione, carattere dell'occupazione e settore di attività economica.

In previsione del passaggio al nuovo regolamento, a partire dal gennaio 2018 sono stati introdotti nel questionario alcuni quesiti aggiuntivi al fine di poter simulare la condizione occupazionale secondo la nuova definizione (sebbene ancora non operativa). Ciò ha consentito di disporre di ben 36 punti di sovrapposizione (uno per ciascun mese del triennio 2018-2020) riferiti alle stime basate sia sulla vecchia sia sulla nuova definizione.

La serie basata sulla nuova definizione tra gennaio 2018 e dicembre 2020 è stata quindi ottenuta a partire dai microdati; la disponibilità dell'informazione sovrapposta ha, inoltre, consentito di impostare un sistema di modelli di regressione lineare multipla per stimare i livelli delle serie basate sulla nuova definizione anche per i mesi da gennaio 2004 a dicembre 2017.

Inizialmente, la ricostruzione dei dati (dal 2004 al 2017) ha riguardato condizione, sesso e 5 classi d'età (15-24, 25-34, 35-49, 50-64, 65+), per un totale di 30 serie, e ha utilizzato, per ciascuna serie, un modello di regressione lineare multiplo in cui la variabile dipendente era il numero di individui per condizione occupazionale secondo la nuova definizione (CONDNR, dove NR sta per Nuovo regolamento). Per quanto riguarda le variabili indipendenti, oltre al numero di individui per condizione occupazionale secondo la vecchia definizione (CONDVR, Vecchio regolamento), sono state tenute separate la stagionalità e le singole 'poste' in entrata o uscita da una condizione per effetto della nuova definizione; per intendersi, gli individui in cassa integrazione guadagni (Cig) da più di tre mesi rappresentano una posta in uscita, mentre i lavoratori in congedo parentale per più di tre mesi una in entrata.

4. La ricostruzione delle serie storiche

Riassumendo, come variabili indipendenti sono state usate: le serie destagionalizzate secondo la vecchia definizione (al netto delle 'poste' in uscita), indicate con X_1 , la loro stagionalità (ottenuta come differenza tra il dato grezzo ed il dato destagionalizzato), indicata con X_2 , il numero di individui che cambiano condizione per effetto della nuova definizione, indicate con X_3 in caso di Cig di lungo periodo e con X_4 in caso di ridotta attività o congedo.

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 \quad (15)$$

La Tavola 4.1 riporta il dettaglio del modello utilizzato per ognuna delle 30 serie inizialmente ricostruite, evidenziando dove intervengono tutte le variabili esplicative e dove alcune sono state tralasciate in quanto non significative.

L'intercetta non è mai significativa, il congedo entra come variabile esplicativa solo per le occupate con meno di 50 anni, la Cig non è significativa per gli over65. La bontà dei modelli scelti è confermata dai valori dell' R^2 , sempre prossimi ad 1.

L'approccio per componenti richiede di valutare attentamente le scelte di destagionalizzazione; *in primis* la presenza di stagionalità anche tra le sole poste in uscita ed entrata per introdurre eventualmente un'ulteriore variabile indipendente (non si è evidenziata presenza di stagionalità). Nel rispetto degli standard internazionali di valutazione della qualità della destagionalizzazione, si è scelto di considerare anche l'opportunità di adottare un approccio diretto alla ricostruzione. Tuttavia, poiché i modelli su tutti gli individui di 15 anni o più hanno dato risultati molto simili (non migliori) rispetto a quelli ottenuti con la stima indiretta (utilizzando le serie per classi di età), si è scelto di utilizzare la seconda anche per la capacità delle stime indirette di conferire maggiore dettaglio al risultato finale.

Tavola 4.1 - Variabili esplicative utilizzate per la definizione del modello di stima delle serie da ricostruire (a)

Y	X1	X2	X3	X4	R2
111	Si	Si	Si		0.99999
112	Si	Si	Si		1.00000
113	Si	Si	Si		1.00000
114	Si	Si	Si		1.00000
115	Si	Si			0.99995
121	Si	Si	Si	Si	0.99999
122	Si	Si	Si	Si	1.00000
123	Si	Si	Si	Si	1.00000
124	Si	Si	Si		1.00000
125	Si	Si			0.99991
211	Si	Si	Si		1.00000
212	Si	Si	Si		0.99998
213	Si	Si	Si		0.99998
214	Si	Si	Si		0.99999
215	Si	Si			1.00000
221	Si	Si	Si		0.99998
222	Si	Si	Si		0.99999
223	Si	Si	Si		0.99999
224	Si	Si	Si		0.99998
225	Si	Si			0.99999
311	Si	Si	Si		1.00000
312	Si	Si	Si		0.99998
313	Si	Si	Si		0.99996
314	Si	Si	Si		0.99998
315	Si	Si			1.00000
321	Si	Si	Si		1.00000
322	Si	Si	Si		1.00000
323	Si	Si	Si		0.99999
324	Si	Si	Si		1.00000
325	Si	Si			1.00000

(a) LEGENDA NOMI SERIE Y_{jk} : individui nella condizione occupazionale i (1=occupati, 2=disoccupati, 3=inattivi) secondo il nuovo regolamento, sesso j (1=maschi, 2=femmine), classe di età k (1=15-24, 2=25-34, 3=35-49, 4=50-64, 5=65+).

Le serie così prodotte hanno rappresentato il *benchmark* per le successive disaggregazioni. La logica adottata per la disaggregazione delle prime 30 serie ricostruite è quella utilizzata nelle ricostruzioni dei dati precedenti il 2004; in particolare, le singole serie vengono a mano a mano disaggregate rispetto alle nuove variabili di interesse in modo verticale per poter poi mantenere la coerenza con i livelli superiori se riaggregate.

Le prime variabili rispetto alle quali sono state disaggregate le serie di occupati sono la posizione nella professione (distinta tra dipendente e autonomo) e il carattere dell'occupazione (distinto tra tempo determinato e indeterminato); per questa disaggregazione si è dapprima ripetuto un approccio modellistico, che in questo contesto ha mostrato dei limiti, in particolare per gli autonomi, a causa della carenza di dati nei regressori relativi alle poste in entrata e uscita. Gli occupati dipendenti secondo la CONDNR erano tuttavia ricostruibili in modo deterministico anche prima del 2018, e gli autonomi sono stati quindi ottenuti per differenza, distintamente per sesso ed età; procedura simile è stata seguita per gli occupati dipendenti a tempo determinato e i permanenti, sempre per classi di età e sesso.

Successivamente gli ultrasessantacinquenni sono stati distinti in tre classi (65-74, 75-89, 90 anni e più) alla luce del fatto che, mentre i disoccupati restano limitati ai 74 anni come nella vecchia definizione (e quindi la stima dei disoccupati maggiori di 65 anni in pratica già rappresenta i soli 65-74enni), nella nuova definizione gli occupati sono limitati a 89 anni e gli ultranovantenni sono considerati tutti inattivi. Per gli occupati dipendenti si è quindi proceduto al ricalcolo deterministico già accennato, mentre la stima degli autonomi di 65 anni e più, ottenuta per differenza, è stata distinta in solo due classi (65-74 e 75-89) usando le stesse strutture riscontrate secondo la CONDVR; la stessa strategia è stata impiegata per suddividere gli inattivi nelle tre classi di età. Si sono ottenute così 60 serie ricostruite: 10 per i disoccupati (due sessi per cinque classi di età), 14 per gli inattivi (due sessi per sette classi di età), 36 per gli occupati (due sessi per sei classi di età e tre posizioni professionali/carattere dell'occupazione).

Il passaggio successivo è stato quello di aggiungere la ripartizione geografica (Nord-ovest, Nord-est, Centro, Sud e Isole) e, per gli occupati, la scomposizione per settore di attività economica (agricoltura, industria in senso stretto, commercio e servizi). Si è quindi provveduto a:

- ricavare i dipendenti tramite il ricalcolo deterministico, per il periodo 2004-2017, come già illustrato, anche per ripartizione e settore di attività²;
- suddividere le serie di autonomi, disoccupati e inattivi per ripartizione e, nel caso degli autonomi, per settore. La tecnica utilizzata è una generalizzazione della metodologia statistica per la stima indiretta di piccole aree mediante l'analisi di zone più vaste che le contengono, più esattamente del metodo Spree (*Structure preserving estimation*, Rao, 2000). Questo approccio utilizza informazioni che sono in relazione con la variabile da stimare e che dividono la popolazione nelle cosiddette *crossclasses*. La scelta di tali variabili gioca naturalmente un ruolo fondamentale nella procedura di stima. In particolare, in questo lavoro, le serie vengono disaggregate associando a tutte le classi d'età delle strutture relative alle nuove variabili determinate su classi d'età più grandi che le contengono³.

Così facendo si ottengono 192 serie per gli autonomi, 40 serie per i disoccupati e 56 serie per gli inattivi, che si aggiungono alle 384 dei dipendenti, per un totale di 672 serie.

2 Per i pochi casi, nei microdati, che risultano occupati solo secondo la nuova definizione e quindi non hanno il dettaglio sul settore di attività, si è deciso di ricavarlo dall'occupazione precedente; in mancanza di tali informazioni, sono stati imputati al settore modale (servizi).

3 Le sette classi di età d'interesse, vengono disaggregate per ripartizione utilizzando la struttura delle tre modalità 15-34, 35-49 e 50+.

4. La ricostruzione delle serie storiche

Al fine di garantire la coerenza tra il totale delle 672 serie così ottenute e i totali noti di popolazione per sesso, età e ripartizione è stata applicata una procedura di riconciliazione per riproporzionamento⁴. I dipendenti non partecipano alla riconciliazione essendo derivati da microdati già calibrati sulla popolazione: il loro numero resta invariato e le altre serie vengono vincolate ai totali depurati dai dipendenti.

In sintesi, nella ricostruzione delle 672 serie riferite a 204 mesi (annualità 2004-2020):

- *per il periodo 2004-2017*, le serie dei dipendenti sono ottenute da ricalcolo dei microdati, quelle di disoccupati e inattivi da modello e quelle degli autonomi come differenza tra il totale degli occupati per sesso ed età stimato tramite modello e il totale dei dipendenti ottenuti in modo deterministico.
- *per il periodo 2018-2020*, tutte le serie sono ottenute tramite ricalcolo dei microdati, utilizzando la disponibilità della variabile CONDNR.

4.3 Ulteriori aggiornamenti e principali risultati

Quanto illustrato nel paragrafo precedente ha rappresentato una versione provvisoria della ricostruzione delle serie storiche mensili di Rfl. A partire da marzo 2021, l'Istat ha reso disponibile le nuove stime demografiche della popolazione di individui e famiglie desunte dal Censimento permanente della popolazione e delle abitazioni, che hanno l'obiettivo di migliorare la qualità delle statistiche demografiche in termini di consistenza, composizione strutturale e ammontare degli eventi osservati, anche al fine di garantire che i risultati delle indagini campionarie siano rappresentativi della popolazione residente⁵.

Come avvenuto in passato, anche le serie storiche sul mercato del lavoro, in questo caso ricostruite, sono state adeguate alla dinamica delle nuove stime demografiche, anche esse ricostruite fino al 31 dicembre 2018, momento del primo rilascio dei dati del nuovo Censimento permanente. Queste nuove stime sono prodotte, con cadenza mensile, attraverso l'aggiornamento e la correzione dei flussi demografici desunti dall'Anagrafe nazionale della popolazione residente (Anpr) in coerenza con le risultanze annuali del Censimento permanente della popolazione.

Se per il periodo 2018-2020 sono stati semplicemente ricalcolati i microdati; per il periodo precedente sono state applicate tecniche di riproporzionamento delle serie ricostruite provvisoriamente in modo tale da renderle coerenti con i nuovi totali di popolazione per sesso, età e ripartizione geografica.

Inoltre, per esigenze connesse al livello di dettaglio delle serie da inviare a Eurostat, è stato necessario suddividere la prima classe di età, relativa ai 15-24 anni, nelle classi⁶ 15-19 e 20-24, operazione compiuta tramite le già citate tecniche di riproporzionamento.

Alla fine dunque sono state ricostruite 784 serie, con cadenza mensile dal 2004 al 2020, coerenti sia con il nuovo regolamento (Ue) 2019/1700 sia con le nuove popolazioni intercensuarie.

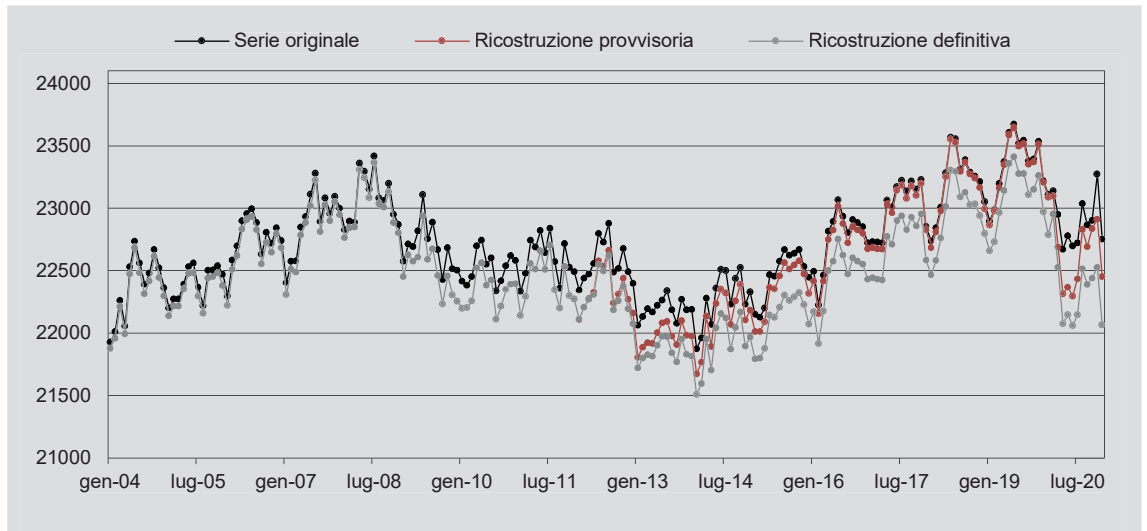
Di seguito vengono riportati alcuni grafici che mostrano come cambiano le serie storiche dei principali aggregati nel passaggio dal dato originale (vecchio regolamento e vecchie popolazioni) alla ricostruzione definitiva, passando per quella provvisoria.

4 Il riproporzionamento per sesso età e ripartizione avviene con i totali di popolazione con ultima classe 75+, perché i vincoli di popolazione nei microdati fino al 2020 sono stati applicati con la classe di età 75+ e quindi sono validi e da applicarsi limitatamente a quella classe di età.

5 Istat, "Ricostruzione statistica della popolazione residente per sesso, età e comune", Comunicato stampa del 17 marzo 2021, <https://www.istat.it/it/archivio/255173>.

6 La ricostruzione finale conta quindi otto classi di età: 15-19, 20-24, 25-34, 35-49, 50-64, 65-74, 75-89, 90+.

Figura 4.1 - Numero di occupati totali, dati originali, ricostruiti provvisoriamente e definitivamente. Anni 2004-2020

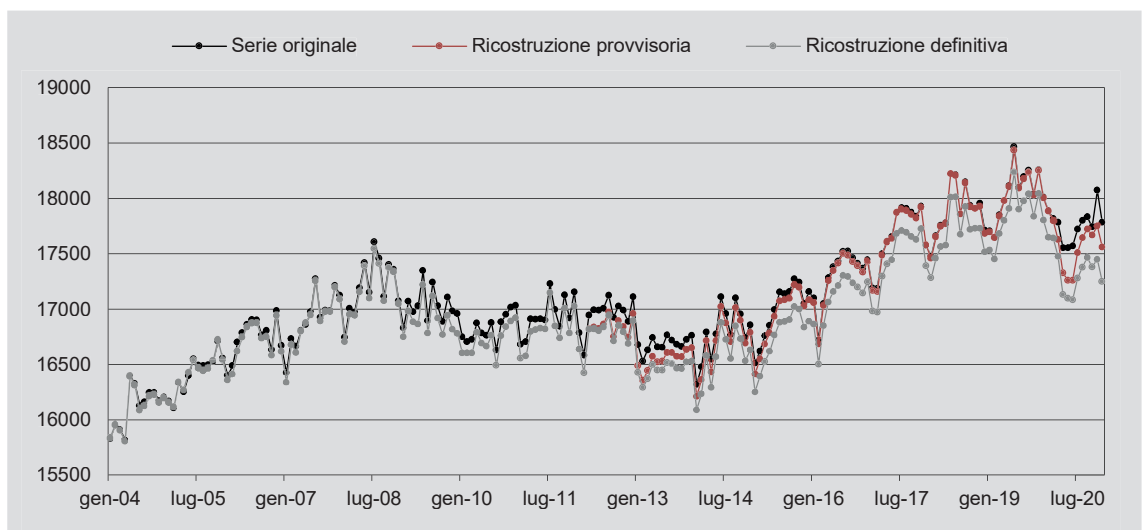


La Figura 4.1 mostra l'effetto sul livello degli occupati. Nel periodo 2004-2011 (quando la popolazione non cambia), la ricostruzione provvisoria e definitiva sono sovrapposte e si può valutare solo l'effetto dovuto al cambio di definizione, che diventa rilevante a partire dal 2008 quando il ricorso alla Cig è stato particolarmente diffuso.

Dal 2012, le differenze sono ancora una volta principalmente dovute all'effetto delle diverse definizioni, soprattutto nelle fasi in cui il ricorso alla Cig è stato più massiccio: la distanza non a caso raggiunge l'ampiezza massima da marzo 2020. Contemporaneamente, si nota tuttavia anche un progressivo allontanamento del livello della ricostruzione definitiva da quella provvisoria: le nuove popolazioni hanno determinato una progressiva diminuzione del numero di residenti tra il 2012 al 2018 e queste differenze si riflettono sul livello dell'occupazione.

L'introduzione della nuova definizione ha avuto un marcato effetto nel passaggio dalle serie originali a quelle ricostruite, sia per i dipendenti sia per gli autonomi.

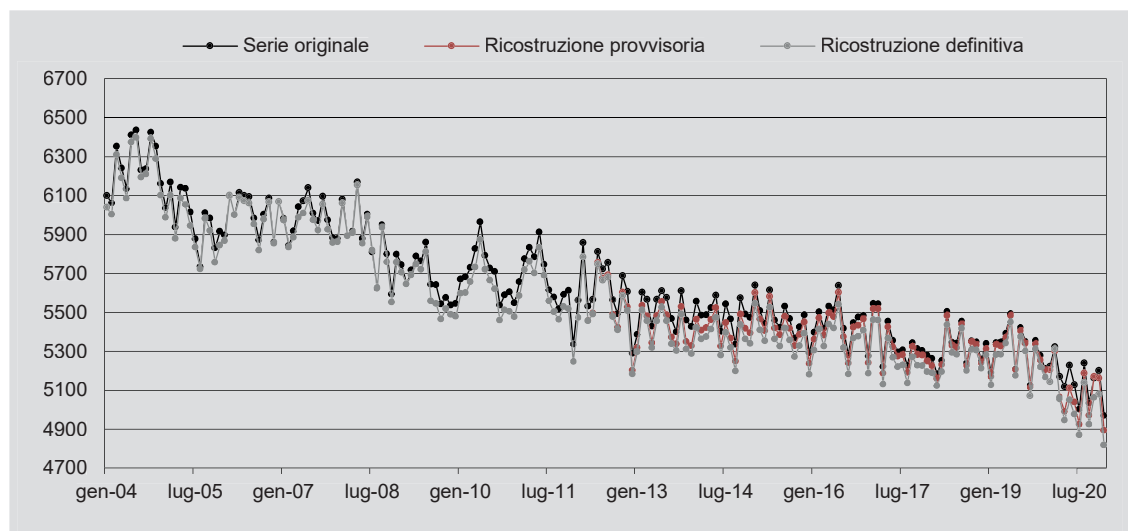
Figura 4.2 - Numero di occupati dipendenti, dati originali, ricostruiti provvisoriamente e definitivamente. Anni 2004-2020



4. La ricostruzione delle serie storiche

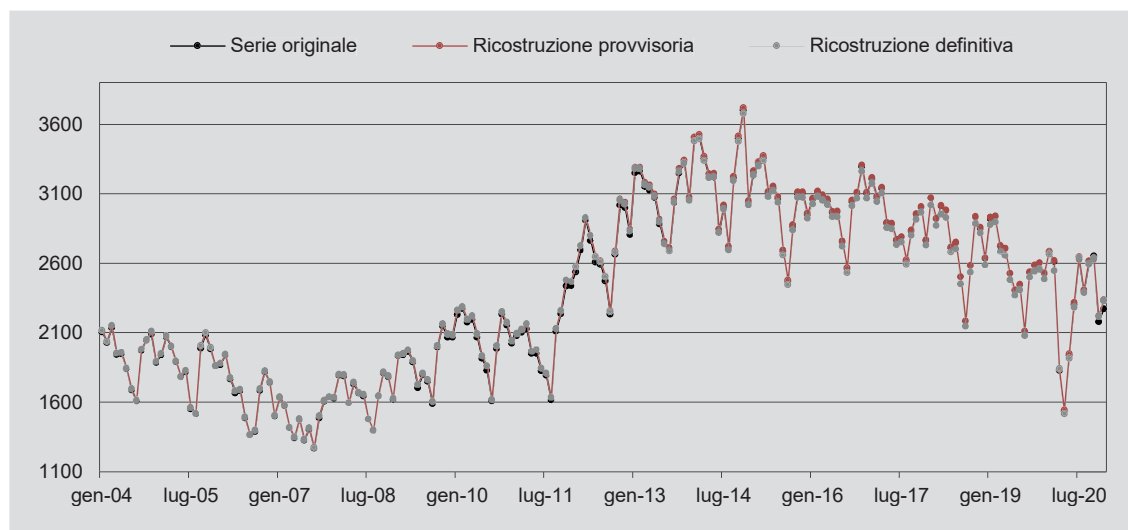
Sia la Figura 4.2 si la 4.3 confermano quanto già sottolineato per la Figura 4.1: la misura delle differenze tra serie originale e ricostruite è maggiore nel caso dei dipendenti per i quali le nuove definizioni hanno determinato, in particolare nelle fasi di crisi economica, un flusso in uscita dall'occupazione più elevato.

Figura 4.3 - Numero di occupati autonomi, dati originali, ricostruiti provvisoriamente e definitivamente. Anni 2004-2020



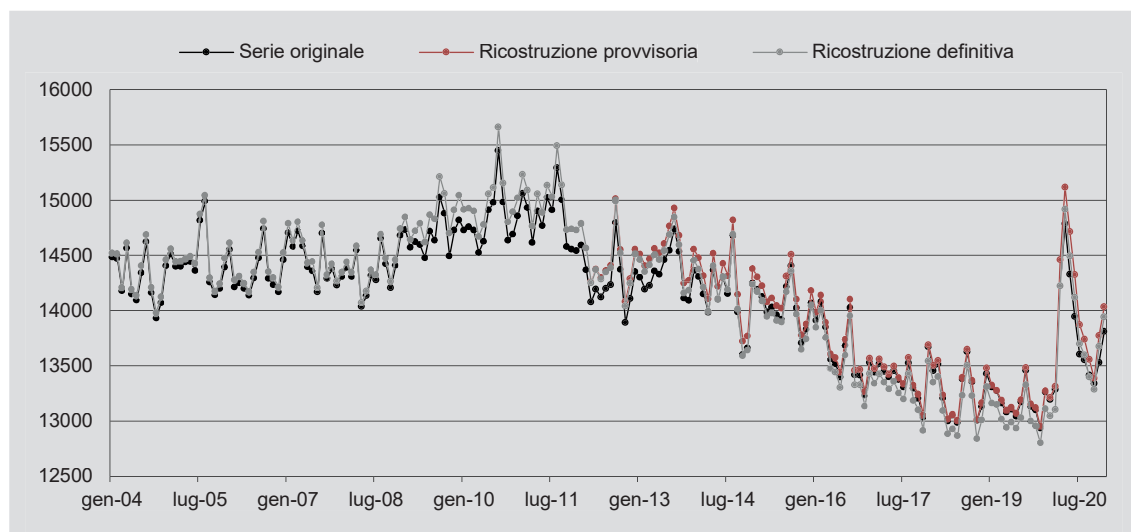
L'analisi fin qui fatta per gli occupati può essere replicata per i disoccupati e gli inattivi di 15-64 anni; le nuove definizioni non hanno avuto un affetto importante sulla stima delle persone in cerca di occupazione - nel passaggio dalla serie originale a quella ricostruita provvisoriamente si registra un aumento marginale dei disoccupati (Figura 4.4) - in quanto gli occupati in uscita sono prioritariamente passati alla condizione di inattivi (Figura 4.5).

Figura 4.4 - Numero di disoccupati totali, dati originali, ricostruiti provvisoriamente e definitivamente. Anni 2004-2020



L'andamento degli inattivi è infatti speculare a quello degli occupati: la serie ricostruita provvisoria è molto vicina all'originale nelle fasi di congiuntura economica favorevole mentre se ne allontana nelle fasi più critiche; l'utilizzo delle nuove popolazioni nella ricostruzione definitiva determina, a partire dal 2012, livelli sempre più bassi rispetto alla provvisoria, ma superiori alla serie originale nei periodi di crisi economica.

Figura 4.5 - Numero di inattivi 15-64 anni, dati originali, ricostruiti provvisoriamente e definitivamente. Anni 2004-2020



GLOSSARIO

Dati destagionalizzati

Dati depurati, mediante apposite tecniche statistiche, dalle fluttuazioni attribuibili alla componente stagionale (dovute a fattori meteorologici, consuetudinari, legislativi, eccetera) e, se significativi, dagli effetti di calendario. Questa trasformazione dei dati è la più idonea a cogliere l'evoluzione congiunturale di un indicatore.

Disoccupati (o in cerca di occupazione)

Comprendono le persone non occupate tra i 15 e i 74 anni che:

- hanno effettuato almeno un'azione attiva di ricerca di lavoro nelle quattro settimane che precedono la settimana di riferimento e sono disponibili a lavorare (o ad avviare un'attività autonoma) entro le due settimane successive;
- oppure, inizieranno un lavoro entro tre mesi dalla settimana di riferimento e sarebbero disponibili a lavorare (o ad avviare un'attività autonoma) entro le due settimane successive, qualora fosse possibile anticipare l'inizio del lavoro.

Forze di lavoro

Comprendono le persone occupate e quelle disoccupate.

Inattivi (o non forze di lavoro)

Comprendono le persone che non fanno parte delle forze di lavoro, ovvero quelle non classificate come occupate o disoccupate.

Occupati

Comprendono le persone tra 15 e 89 anni che nella settimana di riferimento:

- hanno svolto almeno un'ora di lavoro a fini di retribuzione o di profitto, compresi i coadiuvanti familiari non retribuiti;
- sono temporaneamente assenti dal lavoro perché in ferie, con orario flessibile (part time verticale, recupero ore, eccetera), in malattia, in maternità/paternità obbligatoria, in formazione professionale retribuita dal datore di lavoro;
- sono in congedo parentale e ricevono e/o hanno diritto a un reddito o a prestazioni legate al lavoro, indipendentemente dalla durata dell'assenza;
- sono assenti in quanto lavoratori stagionali ma continuano a svolgere regolarmente mansioni e compiti necessari al proseguimento dell'attività (da tali mansioni e compiti va escluso l'adempimento di obblighi legali o amministrativi);
- sono temporaneamente assenti per altri motivi e la durata prevista dell'assenza è pari o inferiore a tre mesi.

Le precedenti condizioni prescindono dalla sottoscrizione di un contratto di lavoro e gli occupati stimati attraverso la Rilevazione forze lavoro comprendono pertanto anche forme di lavoro irregolare.

Occupati dipendenti a tempo indeterminato o permanenti

Occupati con un rapporto di lavoro dipendente, regolato o meno da contratto, per il quale non è definito alcun termine.

Occupati dipendenti a termine

Occupati con un rapporto di lavoro dipendente, regolato o meno da contratto, per il quale è espressamente indicato un termine di scadenza.

Occupati indipendenti

Coloro che svolgono la propria attività lavorativa senza vincoli formali di subordinazione. Sono compresi: imprenditori; liberi professionisti, lavoratori autonomi, coadiuvanti nell'azienda di un familiare (se prestano lavoro nell'impresa senza il corrispettivo di una retribuzione contrattuale come dipendenti), soci di cooperativa, collaboratori (con e senza progetto) e prestatori d'opera occasionali.

Settimana di riferimento

Settimana a cui fanno riferimento le informazioni raccolte (in genere quella che precede l'intervista).

Tasso di attività

Rapporto percentuale tra le forze di lavoro e la corrispondente popolazione di riferimento.

Tasso di disoccupazione

Rapporto percentuale tra i disoccupati e le corrispondenti forze di lavoro.

Tasso di inattività

Rapporto tra gli inattivi e la corrispondente popolazione di riferimento (la somma del tasso di attività e del tasso di inattività è pari a 1).

Tasso di occupazione

Rapporto percentuale tra gli occupati e la corrispondente popolazione di riferimento.

Variazione congiunturale

Variazione percentuale rispetto al mese o periodo immediatamente precedente.

Variazione tendenziale

Variazione percentuale rispetto allo stesso mese o periodo dell'anno precedente.

Variazione tendenziale al netto della componente demografica

Variazione tendenziale al netto dell'effetto determinato dalla variazione della popolazione rispetto a dodici mesi prima.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Ballin, M., P.D. Falorsi, e A. Russo. 2000. "Condizioni di coerenza e metodi di stima per le indagini campionarie sulle imprese". *Rivista di statistica ufficiale*, N. 2/2000: 31-52.
- Berger, Y.G., J.F. Muñoz, and E. Rancourt. 2009. "Variance estimation of survey estimates calibrated on estimated control totals - An application to the extended regression estimator and the regression composite estimator". *Computational Statistics & Data Analysis*, Volume 53, Issue 7: 2596-2604.
- Berger, Y.G., and R. Priam. 2016. "A simple variance estimator of change for rotating repeated surveys: an application to the European Union Statistics on Income and Living Conditions household surveys". *Journal of the Royal Statistical Society - Series A (Statistics in Society)*, Volume 179, N. 1: 251-272.
- Ceccarelli, C., and A. Guandalini. 2013. "Increasing the accuracy of It-Silc estimates through the use of auxiliary information from Labour Force Survey". *Statistica Applicata - Italian Journal of Applied Statistics*, Volume 24, N. 1: 103-115.
- Dever, J.A., and R. Valliant. 2010. "A comparison of variance estimators for poststratification to estimated control totals". *Survey Methodology*, Volume 36, N. 1: 45-56.
- Deville, J.-C., and C.-E. Särndal. 1992. "Calibration Estimators in Survey Sampling". *Journal of the American Statistical Association*, Volume 87, N. 418: 376-382.
- Di Fonzo, T. 2005. "The OECD Project on Revisions Analysis: First Elements for Discussion". Paper prepared for the *OECD STESEG Meeting*. Paris, France, 27-28 June 2005.
- Fuller, W.A., and J.N.K. Rao. 2001. "A Regression Composite Estimator with Application to the Canadian Labour Force Survey". *Survey Methodology*, Volume 27, N. 1: 45-51.
- Graziani, C., S. Loriga, A. Martini, e A. Spizzichino. 2011. "La ricostruzione delle serie storiche sul mercato del lavoro dal 1977". *Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica*, Volume LXV, N. 3/4: 119-126.
- Guandalini, A. 2014. "Coerenza ed ottimalità delle stime calibrate su informazioni da indagini campionarie". *Tesi di Dottorato XXVI Ciclo - Anno 2013-2014*. Dottorato di Ricerca in Statistica Metodologica, Sapienza Università di Roma.
- Horvitz, D.G., and D.J. Thompson. 1952. "A Generalization of Sampling Without Replacement From a Finite Universe". *Journal of the American Statistical Association*, Volume 47, N. 260: 663-685.
- McKenzie, R., and M. Gamba. 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*". Paris, France: Organisation for Economic Co-operation and Development – OECD.
- Purcell, N.J., and L. Kish. 1980. "Postcensal Estimates for Local Areas (Or Domains)". *International Statistical Review*, Volume 48, N. 1: 3-18.
- Rancourt, E. 2001. "La régression étendue: un ensemble de pratiques d'estimation qui poussent constamment la théorie. Recueil Enquêtes". In Dreesbeke, J.-J., et L. Lebart (*Sous la direction de*). *Enquêtes, Modèles et Application*: 334-343. Malakoff, France: Dunod.
- Rao, J.N.K. 2000. "Small Area Estimation: Methods and Application" In Eustat - Instituto Vasco de Estadística. *International Seminar on Statistics - Statistical methodology for indirect estimations in small areas*, Volume 39. San Sebastián, Spain: Eustat.
- Renssen, R.H., and N.J. Nieuwenbroek. 1997. "Aligning Estimates for Common Variables in Two or More Sample Surveys". *Journal of the American Statistical Association*, Volume 92, Issue 437: 368-374.
- Särndal, C.-E., and I. Traat. 2011. "Domain estimators calibrated on information from another survey". *Acta et Commentationes Universitatis Tatuensis de Mathematica*, Volume 15, N. 2: 43-60.
- Singh, A.C. 1996. "Combining Information in Survey Sampling by Modified Regression". *Proceedings of the Survey Research Methods Section*. 120129. Alexandria, VA, U.S.: American Statistical Association - ASA.

- Singh, A.C. 1994. "Sampling designbased estimating functions for finite population totals". Invited paper. Statistical Society of Canada, *Abstracts of the Annual SSC Meeting*: 48. The Banff Conference Centre, Alberta, Canada, 811 May 1994.
- Singh, A.C., B. Kennedy, and S. Wu. 2001. "Regression Composite Estimation for the Canadian Labour Force Survey with a Rotating Panel Design". *Survey Methodology*, Volume 27, N. 1: 33-44.
- Singh, A.C., and C.A. Mohl. 1996. "Understanding Calibration Estimator in Survey Sampling". *Survey Methodology*, Volume 22, N. 2: 107-115.