

Nota metodologica

PREVISIONI DEMOGRAFICHE COMUNALI 1° gennaio 2025-2050

La presente nota illustra i contenuti metodologici alla base delle previsioni demografiche comunali relative al periodo 2025-2050. Le previsioni sono articolate per sesso ed età. Gli output previsivi sono riassunti in tre categorie: popolazione per sesso e classi quinquennali di età; componenti del bilancio demografico; principali indicatori demografici. I comuni considerati nello studio sono 7.896, ossia quelli esistenti al 1° gennaio 2025.

L'Istat produce periodicamente le previsioni demografiche nel quadro della linea di attività "Sistema di stime e previsioni della popolazione e delle famiglie", in conformità a quanto indicato nel Programma Statistico Nazionale, progetto "Previsioni demografiche" (cod. PSN IST-01448). Le previsioni demografiche comunali sono pertanto realizzate in ragione di standard metodologici internazionalmente riconosciuti. In particolare, si ricorre al cosiddetto modello per componenti di coorte (*cohort component model*), secondo il quale la popolazione, tenuto conto del naturale processo di avanzamento dell'età, si modifica da un anno al successivo sulla base del saldo naturale (differenza tra nascite e decessi) e del saldo migratorio (differenza tra movimenti migratori in entrata e movimenti migratori in uscita).

Le previsioni comunali derivano le ipotesi evolutive riguardo alla fecondità, alla sopravvivenza e alla migratorietà dalle previsioni regionali Istat (base 2025) secondo un approccio di redistribuzione dall'alto verso il basso. I risultati finali delle previsioni comunali collimano con quelli regionali. Per quanto l'aggancio tra il modello previsivo regionale e quello comunale sia in grado di assicurare non solo coerenza di risultato ma anche un quadro globale di riferimento per l'evoluzione demografica di tutti i comuni, i dati del presente studio, soprattutto nel lungo termine, vanno trattati con estrema cautela. Le previsioni demografiche divengono, infatti, tanto più incerte quanto più ci si allontana dalla base di partenza, in particolar modo in piccole realtà geografiche come quelle qui contemplate¹.

Poiché le ipotesi demografiche fondamentali delle previsioni comunali derivano da quelle regionali, sviluppate in base a un approccio semi probabilistico, anche le previsioni comunali sono da considerarsi probabilistiche. In particolare, sono strumentalmente producibili 3000 simulazioni per ciascun comune, più uno scenario mediano che le rappresenta. Quest'ultimo è il solo che viene rilasciato in diffusione nella banca dati dell'Istat.

Procedura di calcolo della popolazione

Una volta predisposti gli input relativi a tutte le componenti demografiche (per la cui descrizione si rimanda ai successivi paragrafi) si può attivare la procedura di calcolo della popolazione per ciascun anno di previsione. Tale procedura consente di ottenere un generico contingente di popolazione P_{x+1}^{t+1} a partire dal contingente iniziale P_x^t , dove "x" rappresenta l'età espressa in anni compiuti e "t" l'anno di calendario. Nella notazione il riferimento temporale è sempre al 1° gennaio per i dati di stock (popolazione), l'intero anno per quelli di flusso (nascite, decessi, migrazioni).

Il vettore iniziale di popolazione si modifica sotto l'azione delle tre componenti demografiche, i cui parametri sono ottenuti separatamente. Ciascun vettore comunale è trattato singolarmente mentre i vettori relativi ai totali di Provincia si ottengono per somma. Nella notazione si prescinde dal tipo di variante dal momento che la procedura di calcolo è identica in ciascuna simulazione.

Il passo preliminare consiste nella determinazione del numero dei nati. Con riferimento a un generico comune italiano, se definiamo con:

$P_x^{t,F}$ popolazione femminile di età x residente nel comune al 1° gennaio dell'anno t;

$D_x^{t,F}$ donne decedute² all'età x residenti nel comune nel corso dell'anno t;

$EC_x^{t,F}$ donne emigrate di età x dal comune nel corso dell'anno t, con destinazione altri comuni della regione;

$ER_x^{t,F}$ donne emigrate di età x dal comune nel corso dell'anno t, con destinazione comuni di altre regioni italiane;

$EW_x^{t,F}$ donne emigrate di età x dal comune nel corso dell'anno t, con destinazione l'estero;

$IC_x^{t,F}$ donne immigrate di età x nel comune nel corso dell'anno t, provenienti da altri comuni della regione;

$IR_x^{t,F}$ donne immigrate di età x nel comune nel corso dell'anno t, provenienti da comuni di altre regioni italiane;

$IW_x^{t,F}$ donne immigrate di età x nel comune nel corso dell'anno t, provenienti dall'estero;

¹ Si consideri che il più piccolo comune italiano conta alla data del 1° gennaio 2025 appena 32 residenti. Si consideri, inoltre, che il 26% dei Comuni detiene una popolazione inferiore ai 1000 residenti e che il 31% ne detiene una compresa tra 1000 e 3000.

² Per tutte le componenti di bilancio, l'età x si intende in anni compiuti al 1° gennaio dell'anno, non quella al momento dell'evento subito, privilegiando cioè quello che è usualmente definito come approccio di coorte.

avremo per $x=14, 15, \dots, 49$ (convenzionalmente età del periodo fecondo per una donna)

$$P_{x+1}^{t+1,F} = P_x^{t,F} - D_x^{t,F} + IC_x^{t,F} - EC_x^{t,F} + IR_x^{t,F} - ER_x^{t,F} + IW_x^{t,F} - EW_x^{t,F} \quad (1)$$

Per la determinazione degli input comunali $D_x^{t,F}$, $EC_x^{t,F}$, $ER_x^{t,F}$, $EW_x^{t,F}$, $IC_x^{t,F}$, $IR_x^{t,F}$, $IW_x^{t,F}$ si rimanda ai successivi paragrafi.

La (1) rappresenta la popolazione femminile in età feconda al 1° gennaio $t+1$. In base ad essa, ed ai quozienti di fecondità per classi annuali di età è possibile determinare le nascite previste:

$$N^t = 0,5 \cdot \sum_x (P_x^{t,F} + P_x^{t+1,F}) \cdot f_x^t \quad (2)$$

Per la determinazione dei quozienti specifici di fecondità comunali, f_x^t , si rimanda al relativo paragrafo. La (2) fornisce il numero di nati vivi in ciascun comune nel corso dell'anno t . Tale ammontare viene quindi ripartito per sesso sulla base della composizione costante di 515 maschi e 485 femmine per ogni 1000 mille nascite. Tali due quantità NM^t e NF^t , rispettivamente nati di sesso maschile e femminile, vengono quindi inserite al primo posto dei vettori della popolazione maschile e femminile³.

Dopo la determinazione dei nati può quindi partire il calcolo iterativo per ottenere la popolazione al 1° gennaio dell'anno $t+1$; dato che la procedura è identica per i due sessi, la popolazione viene indicata in notazione con il simbolo P . Per ottenere il vettore di popolazione P_{x+1}^{t+1} , a partire dal vettore iniziale P_x^t , si sfrutta il procedimento analogo a quello utilizzato per la determinazione della (1), esteso a tutte le classi di età e a entrambi i generi.

Popolazione base delle previsioni

La popolazione base è quella censita al 1° gennaio 2025 per sesso, età e comune.

Determinazione degli input comunali: considerazioni generali

Al fine di garantire un quadro di coerenza complessivo al prodotto, soprattutto considerando la sporadicità e l'imponderabilità degli eventi demografici oggetto di previsione in realtà territoriali di minima dimensione, si è fatto ricorso alle più generali ipotesi di scenario contenute nelle ultime previsioni regionali Istat (base 1° gennaio 2025). Per ottenere i vettori di input comunali si sono costruite procedure per ogni componente demografica, di tipo *top-down*, che vengono di seguito illustrate. Ciononostante, il considerare le ipotesi delle previsioni regionali come ipotesi madre per quelle comunali non è di per sé sufficiente per predisporre il modello nella sua interezza. Nelle previsioni regionali, infatti, non è supportata la modellizzazione dei movimenti migratori interni a ciascuna regione, la cui trattazione è presentata nell'ultimo paragrafo, che in un modello regionale danno origine a saldi migratori nulli.

La fecondità nei comuni

Prescindendo nella notazione dal tipo di simulazione (mediana o sua variante), per la determinazione dei vettori f_x^t si è proceduto come segue. In primo luogo sono stati applicati i tassi specifici di fecondità medi della regione di appartenenza (R) relativi alle annualità 2019 e 2021-2024 alla popolazione media femminile in età feconda del comune (c) nell'anno 2024. Il 2020, pertanto, è una annualità che viene censurata nella costruzione dell'indicatore, per non incorporare gli effetti della pandemia. Quindi,

$$\hat{N}_c = \sum_x E(f_{R,x}^{19,21-24}) \cdot E(P_{c,x}^{24} + P_{c,x}^{25})$$

La quantità $\hat{N}_c$ rappresenta l'ammontare di nascite teoriche nel generico comune qualora nel 2024 vi si fosse osservata una fecondità identica a quella mediamente registrata nell'ultimo quinquennio valido nel complesso della regione di sua appartenenza. A questo punto si costruisce il rapporto

$$kn_c = N_c / \hat{N}_c$$

dove la quantità N_c rappresenta l'ammontare reale di nascite mediamente osservato nel quinquennio 2019 e 2021-2024 nel comune. Tale rapporto rappresenta, quindi, una stima della distanza esistente tra il comune e la sua regione in termini riproduttivi. Esso può essere utilizzato quale rapporto di correzione al fine di scalare le ipotesi relative alla regione sull'intensità di fecondità espressa dal comune. Ossia:

$$f_{c,x}^t = kn_c \cdot f_{R,x}^t \quad \text{con } t=2025, \dots, 2050$$

Così operando, a ogni anno di previsione corrisponde un vettore comunale di tassi specifici per età della madre commisurato alla distanza intercorrente tra la propensione alla fecondità del generico comune e quella relativa

³ Ciascun vettore contiene quindi 112 elementi dei quali il primo identifica i nati vivi, l'ultimo la classe di età aperta (110 e più) e i restanti le singole età da 0 a 109 anni.

all'intera regione. Nel modello si assume che il rapporto di correzione non muti mai nel corso dell'esercizio di previsione, ovvero che la distanza relativa tra un comune e la sua regione rimanga proporzionalmente costante⁴.

L'ultimo step è meramente di ordine computazionale e consiste nel far quadrare le nascite previste a livello comunale, grazie ai suddetti vettori di fecondità, con l'ammontare delle nascite regionali. Il che si ottiene semplicemente riproporzionando le nascite previste in un dato comune per il rapporto tra le nascite regionali delle previsioni madre e il totale delle nascite previste in tutti i comuni.

La mortalità nei comuni

Per la determinazione degli input comunali di mortalità si ragiona in maniera concettualmente identica a quanto esposto per la fecondità. Prescindendo ancora una volta nella notazione dal tipo di simulazione (mediana o sua variante) e dal sesso, per la determinazione dei vettori q_x^t , ovvero delle probabilità prospettive di morte, si è proceduto come segue. In primo luogo sono state applicate le probabilità prospettive di morte medie della regione di appartenenza relative al quinquennio 2019 e 2021-2024 alla popolazione comunale al 1° gennaio 2024. Il 2020, come per la fecondità, viene censurato per non incorporare gli effetti della pandemia nella costruzione dell'indicatore. Si ha:

$$\widehat{D}_c = \sum_x \widehat{D}_{c,x} = \sum_x p_{c,x}^{24} \cdot E(q_{R,x}^{19,21-24})$$

La quantità $\widehat{D}_c$ rappresenta l'ammontare di decessi teorici nel comune, medi del quinquennio valido 2019 e 2021-2024, nell'ipotesi in cui in tale comune si osservassero i medesimi rischi di morte registrati per il complesso della regione di appartenenza. A questo punto il rapporto:

$$kd_c = D_c / \widehat{D}_c$$

dove la quantità D_c rappresenta l'ammontare reale di decessi mediamente osservato nel quinquennio in esame nel comune, viene utilizzato per riproporzionare i decessi teorici per età al totale dei decessi realmente osservato. Diversamente dal caso delle nascite, dove la costante applicazione del rapporto di correzione in tutti gli anni di previsione è sufficiente sia per calibrare la fecondità dei singoli comuni, sia per garantire congruenza tra il totale delle nascite dei comuni di una stessa regione con le previsioni madre (regionali), nel caso dei decessi il procedimento è più articolato. In primo luogo si costruisce una stima della distribuzione per età dei morti comunali applicando l'espressione:

$$D_{c,x} = \widehat{D}_{c,x} \cdot kd_c$$

quindi con l'espressione

$$q_{c,x}^{19,21-24} = \frac{D_{c,x}}{p_{c,x}^{24}}$$

si definisce una stima delle probabilità di morte per età del comune, la cui distribuzione per età è derivata dalla struttura regionale di mortalità ma con intensità complessiva di morte calibrata sui livelli espressi dal comune.

L'aver derivato per approssimazione una curva di mortalità rappresentativa del comune consente a questo punto di relazionare comune e sua regione di appartenenza con un modello di regressione *logit* del seguente tipo:

$$\text{logit}(q_{c,x}) = \alpha_c + \beta_c \cdot \text{logit}(q_{R,x}) \quad (3)$$

ricordando che $z = \text{logit}(Y) = \log \frac{Y}{1-Y}$, mentre la sua inversa è $Y = \frac{\exp(z)}{1+\exp(z)}$.

La determinazione dei parametri alfa e beta definisce, in pratica, una relazione lineare tra la mortalità del comune e quella della sua regione. Quest'ultima viene impiegata per scalare le ipotesi previsive regionali sull'intensità di mortalità specifica di ciascun comune. Ciò avviene applicando la (3) con $t=2025, \dots, 2050$. Infine, al termine del processo iterativo i morti ottenuti a livello comunale sono riproporzionati sull'ammontare di morti previsto a livello regionale. Ciò, come ricordato, serve a garantire coerenza di risultati con l'esercizio madre.

I flussi migratori comunali con altre regioni e con l'estero

Le poste migratorie oltre il confine regionale, per singolo comune, anno di previsione, sesso ed età sono determinate ricorrendo, ancora una volta, alle previsioni madre regionali. In particolare si applica una procedura *top-down* al fine di ridistribuire per singolo comune ciò che è stato previsto per la regione nel suo complesso in termini di iscrizioni e cancellazioni per trasferimento di residenza da/per altre regioni e da/per l'estero. In altri termini, noti i vettori $ER_{R,x}^t$, $EW_{R,x}^t$, $IR_{R,x}^t$, $IW_{R,x}^t$, rispettivamente emigrati per altre regioni, emigrati per l'estero,

⁴ Se ad esempio dai dati osservati risulta che i Comuni A e B esprimano, rispettivamente, una fecondità pari al 90% e al 120% di quella regionale, tali rapporti sono lasciati invariati nel corso del periodo di previsione, anche se teoricamente sarebbe possibile modellare ipotesi di variazione dei rapporti nel tempo. Ad esempio, introducendo ipotesi di convergenza tra i Comuni, sarebbe possibile ipotizzare che il comune A muova da un rapporto pari al 90% verso uno pari al 100%. Tuttavia, data la brevità del periodo di proiezione (25 anni) si è preferito soppresdere da questa ulteriore possibilità che avrebbe reso meno parsimonioso il modello a fronte di vantaggi non significativi sul piano dei risultati. Lo stesso genere di considerazioni vale per le componenti demografiche (mortalità, migratorietà) trattate nei paragrafi successivi.

immigrati da altre regioni e immigrati dall'estero, per singola età e anno di previsione (e prescindendo nella notazione dal tipo di variante e dal sesso) relativi alla regione, si sono calcolate le analoghe quantità su base comunale in base alle seguenti espressioni:

$$ER_{c,x}^t = \alpha_{cER} \cdot ER_{R,x}^t$$

$$EW_{c,x}^t = \alpha_{cEW} \cdot EW_{R,x}^t$$

$$IR_{c,x}^t = \alpha_{cIR} \cdot IR_{R,x}^t$$

$$IW_{c,x}^t = \alpha_{cIW} \cdot IW_{R,x}^t$$

$$\text{con } \sum_{c \in R} \alpha_{cER} = 1; \sum_{c \in R} \alpha_{cEW} = 1; \sum_{c \in R} \alpha_{cIR} = 1; \sum_{c \in R} \alpha_{cIW} = 1;$$

I valori α_{cER} , α_{cEW} , α_{cIR} , α_{cIW} sono pertanto distribuzioni di pesi costanti con cui ripartire i flussi migratori complessivi della regione tra i vari comuni di competenza. Per la loro determinazione si è ricorsi a quanto rilevato mediamente nel quinquennio valido 2019 e 2021-2024, censurando anche in questo caso gli effetti della pandemia nella costruzione dell'indicatore.

I flussi migratori comunali interni alla regione

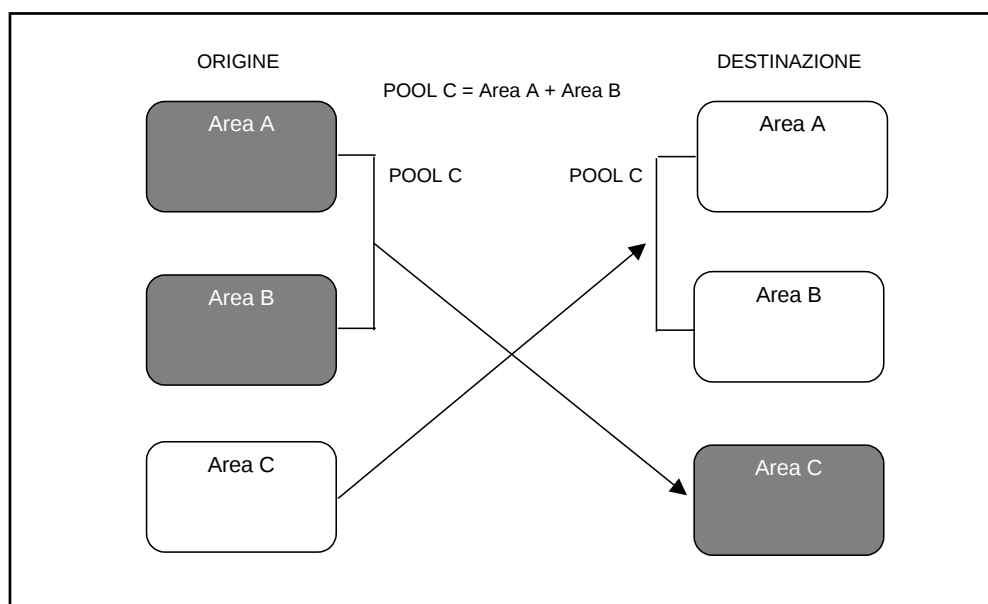
Il ricorso alle previsioni regionali per la distribuzione degli eventi demografici tra i vari comuni, nei modi descritti nei precedenti paragrafi, non sono sufficienti a completare il quadro delle ipotesi evolutive circa il futuro andamento demografico nei comuni. Occorre, infatti, determinare anche l'ammontare annuo dei flussi migratori interni a ciascuna regione, per sesso, età e anno di previsione.

I dati di base utilizzati sono quelli della rilevazione Istat sulle migrazioni interne (trasferimenti di residenza). L'ipotesi di base del modello si fonda sul mantenimento per tutto il periodo previsivo delle propensioni alla mobilità che sono state registrate negli ultimi cinque anni validi (2019 e 2021-2024), escludendo il 2020 per evitare di incorporare gli effetti pandemici nella costruzione degli indicatori. Lasciare inalterate le probabilità di ingresso e uscita dei comuni comporta che i flussi intercomunali (di una stessa regione) si modificano nel tempo in virtù di tali probabilità e delle variazioni nell'ammontare e nella struttura per età della popolazione residente cui vengono applicate.

La struttura prescelta per il modello migratorio intercomunale intraregionale si rifà a un modello noto in letteratura sotto il nome di *pool-model* variabile. Con tale termine s'intende un modello migratorio che definisce per ciascuna unità territoriale del sistema due entità, la singola unità medesima e l'insieme di tutte le altre. Più precisamente, il *pool* è un serbatoio di destinazione e provenienza delle migrazioni che consente la rappresentazione di misure degli eventi migratori nelle quali il numeratore è una quantità generata dalla popolazione al denominatore.

Ad esempio, in un sistema chiuso composto di tre aree, denominate A, B e C, il pool di ciascuna area corrisponde all'insieme delle altre due. Quindi il pool di A è l'insieme $B \cup C$, il pool di B corrisponde all'insieme $A \cup C$ e infine, il pool di C corrisponde ad $A \cup B$. Seguendo questa impostazione sarà quindi possibile costruire sia misure che descrivono la propensione ad uscire da una determinata area del sistema, come ad esempio da C verso $A \cup B$, sia misure che descrivono la propensione ad entrare in C, sotto forma di propensione a uscire da una qualsiasi delle altre aree del sistema per spostarsi in C (Figura 1).

Figura 1 – Rappresentazione schematica di un modello migratorio a pool variabile



Un particolare vantaggio del modello *pool* è implicito nella sua stessa definizione: fissata una certa unità territoriale, l'aggregazione di tutte le altre in un unico serbatoio permette di semplificare molto la realtà, facilitando di conseguenza gli aspetti elaborativi.

Un'ulteriore semplificazione di questo specifico modello consiste nel ricercare profili di mobilità intraregionale, per sesso ed età, simili tra tutti i comuni che appartengono a una data regione. Ciò in quanto, data la necessità di rappresentare le migrazioni anche di comuni di piccola e piccolissima dimensione, non sarebbe sufficiente ricorrere alle sole statistiche comunali, dato che in questi casi si è spesso in presenza di un volume scarso di trasferimenti.

Cosicché il primo passo consiste nel determinare all'interno di ciascuna regione un simile profilo migratorio per età (e sesso) attraverso la misura:

$$m_{R,x} = \frac{E(EC_{R,x}^{19,21-24})}{P_{R,x}^{24} \cdot \left(1 - \frac{q_{R,x}^{24}}{2}\right)}$$

nella quale al numeratore è considerato il volume medio quinquennale valido di cancellazioni intercomunali per trasferimento di residenza intraregionale, classificate per età. Al denominatore, invece, si riportano gli esposti a rischio di migrare nel 2024, ossia la popolazione per sesso, età e regione, depurata dall'effetto perturbatore della mortalità attraverso l'espressione nelle parentesi⁵. La misura così ottenuta esprime, in definitiva, la probabilità media di compiere una migrazione intraregionale nel 2024, nell'ipotesi che quanto rilevato nei quattro anni precedenti sia assimilabile a quanto avvenuto in tale anno, a parte le naturali oscillazioni del fenomeno migratorio.

Il secondo passo consiste nell'imporre alla suddetta serie di valori grezzi il passaggio tra i punti della funzione di *Castro-Rogers*, ottenendo così la distribuzione dei valori perequati:

$$\hat{m}_{R,x} = a_1 \exp(-\alpha_1 x) + \left. \begin{aligned} &a_2 \exp\{-\alpha_2 (x - \mu_2) - \exp[-\gamma_2 (x - \mu_2)]\} + \\ &a_3 \exp\{-\alpha_3 (x - \mu_3) - \exp[-\gamma_3 (x - \mu_3)]\} + \\ &c \end{aligned} \right\}$$

una funzione che, dato il caratteristico profilo dei movimenti migratori per età, quasi sempre contraddistinto da ricorrenti regolarità a prescindere dal livello o dall'intensità del fenomeno, è in grado di sintetizzarne in maniera idonea l'andamento. In particolare, la funzione si contraddistingue per la presenza di 4 diverse componenti:

- 1) una curva esponenziale negativa delle età pre-lavorative, con un tasso di discesa α_1 ;
- 2) una curva unimodale asimmetrica a sinistra delle età lavorative, posizionata su un'età media μ_2 , con un tasso di ascesa γ_2 e di discesa α_2 ;
- 3) una curva quasi campanulare delle età post-lavorative intorno ad un valore medio μ_3 , con un tasso di ascesa γ_3 e di discesa α_3 ;
- 4) una curva costante "c" inclusa per migliorare l'adattamento della funzione e che rappresenta il livello minimale della propensione alla migrazione.

Il modello completo si compone quindi di 11 parametri. Sette di essi $\{\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \mu_2, \mu_3, \gamma_2, \gamma_3\}$ definiscono il profilo, mentre i rimanenti sono proporzionali al livello delle migrazioni. In sintesi, i parametri di tipo μ posizionano la curva sull'asse delle età x , i parametri di tipo γ e α misurano le pendenze rispettivamente della parte ascendente e discendente della curva. Infine, i parametri di tipo "a" misurano il livello delle migrazioni e il peso relativo delle tre curve componenti.

Il metodo prescelto per adattare il modello a ciascuna serie regionale è una procedura di *fit* per funzioni non lineari nei parametri, nota sotto il nome di algoritmo di *Levenberg-Marquardt*⁶. Nel modello si fa inoltre uso di stimatori di minimo quadrato per dare maggiore peso alle classi di età con basso livello migratorio.

Il terzo passo consiste nel calare le probabilità di cancellazione teoriche sopra descritte sulla dimensione specifica di ciascun singolo comune nel contesto della regione. Tale risultato si determina utilizzando il seguente fattore di correzione:

⁵ Tale effetto viene trattato ipotizzando che gli eventi morte e migrazione siano indipendenti e distribuiti in modo uniforme nell'anno, per cui nel 50% dei casi la morte precederà la migrazione, mentre nel restante 50% la migrazione precederà la morte.

⁶ Cfr.: Levenberg K., 1944, A method for the solution of certain nonlinear problems in least squares, Quarterly of Applied Mathematics, n.2; Marquardt D.W., 1963, An algorithm for least squares estimation of nonlinear parameters. SIAM, Journal of Numerical Analysis, n.11.

$$km_c = \frac{E(EC_c^{19,21-24})}{\sum_x P_{c,x}^{24} \cdot \left(1 - \frac{q_{c,x}^{24}}{2}\right) \cdot \hat{m}_{R,x}}$$

dove al numeratore viene riportata la media quinquennale valida dei trasferimenti espressi realmente nel comune verso altri comuni della regione, mentre al denominatore se ne riporta una stima frutto dell'applicazione delle probabilità di migrazione teoriche sulla popolazione del comune interessato (al netto dei non esposti a rischio di subire l'evento migratorio) nell'anno 2024.

I fattori di correzione così calcolati vengono quindi impiegati per ottenere una stima delle probabilità di migrazione comunali per sesso e singolo anno di età, da applicarsi alla popolazione comunale ad ogni annualità del processo iterativo di calcolo delle previsioni:

$$m_{c,x} = km_c \cdot \hat{m}_{R,x}$$

Le probabilità $m_{c,x}$ sono tenute costanti lungo l'arco temporale di previsione e sono predisposte in questa unica versione per tutte le simulazioni. Pertanto, i risultati che si ottengono in termini di flussi migratori dal comune ad altri comuni della regione dipendono strutturalmente dall'intensità delle probabilità di migrare alle varie età ma, anche, dalla popolazione esposta al rischio di migrare ai vari anni di previsione e secondo le diverse simulazioni.

Il quarto e ultimo passo della procedura agisce all'interno dell'algoritmo di calcolo previsivo e consiste nel redistribuire gli emigrati per altri comuni, cioè la quantità

$$EC_{c,x}^t = P_{c,x}^t \cdot \left(1 - q_{c,x}^t\right) \cdot m_{c,x} \text{ per } t=2025, \dots, 2050$$

in immigrati in altri comuni, vale a dire l'applicazione del pool model che garantisce congruità a livello di ciascuna covariata all'espressione:

$$\sum_{c \in R} EC_{c,x}^t = \sum_{c \in R} IC_{c,x}^t$$

ovvero che il numero di emigrazioni intercomunali nella regione sia identico, per definizione, al numero di immigrazioni dello stesso tipo.

A livello di singolo comune la quantità $IC_{c,x}^t$, ossia il numero di immigrati spettanti provenienti da altri comuni della regione è determinata in base all'espressione:

$$IC_{c,x}^t = \varphi_c \cdot \sum_{k \in R, k \neq c} EC_{k,x}^t$$

dove

$$\varphi_c = \frac{IC_c^{19,21-24}}{\sum_{k \in R} IC_k^{19,21-24}}$$

corrisponde al peso relativo delle immigrazioni intraregionali assegnate al comune sul totale delle immigrazioni intraregionali, così come sono risultate nell'ultimo quinquennio valido. L'ipotesi esemplificativa, pertanto, è che la distribuzione relativa tra comuni delle immigrazioni intraregionali sia invariante rispetto all'età e che questa possa essere mantenuta costante nel periodo di previsione alla luce di quanto rilevato nell'ultimo quinquennio valido di osservazione.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

1. Billari, F.C., Corsetti G., Graziani R., Marsili M. e Melilli E. (2014), *Towards stochastic forecasts of the Italian population: an experiment with conditional expert elicitations*. Proceedings of the 6th Eurostat/UNECE Work Session on Demographic Projections, pagg. 326-338, Istat, 2014.
2. Billari, F.C., Corsetti G., Graziani R., Marsili M. e Melilli E. (2014), *A stochastic multi-regional model for Italian population projections*. Budapest, 25-28 giugno 2014, European Population Conference. <http://epc2014.princeton.edu/papers/140361>.
3. Corsetti G., Marsili M. (2012), *A stochastic population projection from the perspective of a national statistical office*. European Population Conference. Stoccolma, 13-16 giugno 2012, EAPS. <http://epc2012.princeton.edu/papers/120635>.
4. Corsetti G., Marsili M. (2013), *Previsioni stocastiche della popolazione nell'ottica di un Istituto nazionale di statistica*. Rivista di statistica ufficiale, n. 2-3, p. 5-29, Istat.
5. Istat (1989), *Previsioni della popolazione residente per sesso, età e regione – Base 1.1.1988*, Note e Relazioni, n.4.

6. Istat (1997), *Previsioni della popolazione residente per sesso, età e regione – Base 1.1.1996*, *Informazioni*, n. 34.
7. Istat (2001), *Previsioni della popolazione residente base 1° gennaio 2000*, *Statistiche in breve*, www.istat.it.
8. Istat (2003), *Previsioni della popolazione residente per sesso, età e regione, base 1.1.2001*, *Informazioni* n.13.
9. Istat (2006), *Previsioni demografiche nazionali 1° gennaio 2005-1° gennaio 2050*, www.istat.it, *Nota informativa*, 22 marzo 2006.
10. Istat (2008), *Previsioni demografiche 1° gennaio 2007-1° gennaio 2051*, www.istat.it, *Nota Informativa*, 19 giugno 2008.
11. Istat (2011), *Il futuro demografico del paese - Previsioni regionali della popolazione residente al 2065*, *Statistiche Report*, www.istat.it, 28 dicembre 2011.
12. Istat (2017), *Il futuro demografico del Paese – Previsioni regionali della popolazione residente al 2065*, *Statistiche Report*, www.istat.it, aprile 2017.
13. Istat (2018), *Il futuro demografico del Paese – Previsioni regionali della popolazione residente al 2065 – base 1.1.2017*, *Statistiche Report*, www.istat.it, maggio 2018.
14. Istat (2019), *Il futuro demografico del paese - Previsioni regionali della popolazione residente al 2065 – base 1.1.2018*, *Nota metodologica*, www.istat.it, ottobre 2019.
15. Istat (2021), *Previsioni della popolazione residente e delle famiglie – base 1.1.2020*, *Statistiche Report*, www.istat.it, novembre 2021.
16. Istat (2022), *Previsioni della popolazione residente e delle famiglie – base 1.1.2021*, *Statistiche Report*, www.istat.it, settembre 2022.
17. Istat (2023), *Previsioni della popolazione residente e delle famiglie – base 1.1.2022*, *Statistiche Report*, www.istat.it, settembre 2023.
18. Istat (2024), *Previsioni della popolazione residente e delle famiglie – base 1.1.2023*, *Statistiche Report*, www.istat.it, luglio 2024.
19. Istat (2025), *Previsioni della popolazione residente e delle famiglie – base 1.1.2024*, *Statistiche Report*, www.istat.it, luglio 2025.
20. Istat (2026), *Indicatori demografici – Anno 2025*, *Statistiche Report*, www.istat.it, marzo 2026.
<https://www.istat.it/comunicato-stampa/indicatori-demografici-anno-2025/>.
21. Marsili M. (2007), *Demographic projections: the impact of net international migration on population ageing in Italy*, Atti del *Convegno Intermedio della SIS 2007 “Rischio e Previsione”*, Università Ca’ Foscari, Venezia, 6-8 giugno.
22. Marsili M. (2020) *Scenari demografici, previsioni per l’uso*, Atti della 13° *Conferenza nazionale di statistica*, Dall’incertezza alla decisione consapevole: un percorso da fare insieme, Roma, 4-6 luglio 2018, pagg. 246-252, Istat, 2020.
23. Rogers A., Castro L. J. (1981). *Model Migration Schedules and Their Applications*, *Environment and Planning A*, vol. 10(5), pages 475-502, May.
24. Terra Abrami V. (1998), *Le previsioni demografiche*, Il Mulino, Bologna.