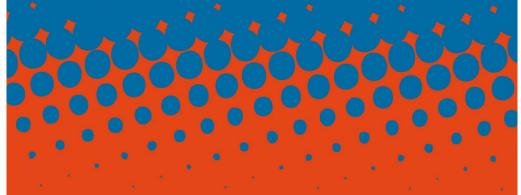




IL BENESSERE EQUO E SOSTENIBILE IN ITALIA

NOTA METODOLOGICA



Salute

Istruzione e formazione

Lavoro e conciliazione dei tempi di vita

Benessere economico

Relazioni sociali

Politica e istituzioni

Sicurezza

Benessere soggettivo

Paesaggio e patrimonio culturale

Ambiente

Innovazione, ricerca e creatività

Qualità dei servizi

1. Paesaggio e patrimonio culturale: aggiornamento degli indicatori di Erosione dello spazio rurale

Il calcolo dei due indicatori di erosione dello spazio rurale (da urban sprawl e da abbandono) è stato aggiornato dopo 10 anni grazie alla procedura di classificazione di 790 unità di analisi (regioni agrarie subprovinciali, ricostruite a confini costanti), intesa a individuare le unità affette in misura significativa dalla perdita di paesaggi colturali connessa al consumo di suolo per urbanizzazione (erosione da urban sprawl) o alla dismissione/spopolamento delle aree rurali (erosione da abbandono). Le fonti utilizzate sono i Censimenti generali dell'Agricoltura, per i dati comunali sulla superficie agricola utilizzata (Sau), e i Censimenti della Popolazione e delle abitazioni con le relative Basi territoriali, per i dati subcomunali sulla superficie e sulla popolazione delle località abitate (centri, nuclei, località produttive e case sparse). Con l'aggiornamento 2021, basato sul confronto tra i dati censuari del 2020/2021 e del 2010/2011, sono state apportate alcune modifiche non sostanziali alla metodologia, definita nell'ambito della Commissione scientifica nella fase di impostazione del Rapporto Bes (2012/2013). Per garantire la coerenza della serie storica, le stime riferite al 2001 e al 2011, diffuse nelle precedenti edizioni del Rapporto, sono state revisionate in accordo con tali modifiche e con la ricostruzione delle unità di analisi. imposta dai cambiamenti della geografia amministrativa. Nella descrizione dei parametri (e ai soli fini dell'elaborazione), si intende per superficie/popolazione extraurbana la superficie complessiva di nuclei, località produttive e case sparse (Sx) e la popolazione ivi residente (Px), e per superficie urbanizzata la superficie complessiva di centri, nuclei e località produttive.

La procedura effettua una prima selezione delle unità eleggibili sulla base della variazione intercensuaria della Sau, scartando quelle con Sau stabile (variazione compresa entro $\pm 10\%$ o differenza $\le 5\%$ della superficie totale dell'unità, assegnate alla classe A) o in espansione (variazione >10% e differenza >5% della superficie totale dell'unità, assegnate alla classe AA). Restano le unità con perdite di Sau ritenute significative, che vengono quindi suddivise in due gruppi in base alla variazione intercensuaria della Px o della sua densità (Dx = Px/Sx).

Sono considerate eleggibili per *urban sprawl* le unità che avevano una presenza significativa di Px al Censimento precedente (>1000 ab. o >10% della popolazione totale) e che hanno registrato un incremento significativo della Px stessa (>10%) o della sua densità (>50%).

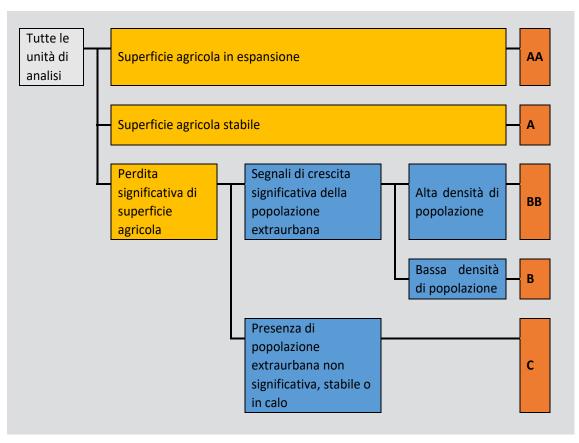
Sono considerate eleggibili per abbandono tutte le altre unità, cioè quelle con Px non significativa, stabile o in calo. Le unità eleggibili per urban sprawl vengono quindi assegnate alla classe BB se hanno una densità di popolazione (Dp) > 150 ab./km², altrimenti alla classe B^1 .

Tutte le unità eleggibili per abbandono, invece, vengono assegnate alla classe C.

La soglia dei 150 abitanti per km² è quella proposta dall'Ocse per individuare le zone rurali, adottata fin dalle prime elaborazioni sui dati 1990/1991-2000/2001 (cfr. Organisation for Economic Co-Operation and Development - OECD. 1994. *Creating Rural Indicators: For Shaping Territorial Policy*. Paris, France: OECD).







Una seconda selezione ha lo scopo di consolidare il gruppo delle unità eleggibili per *urban sprawl*, poiché tale condizione, più difficilmente reversibile rispetto all'abbandono², è intercettata solo parzialmente dal confronto intercensuario, che individua le sole unità in cui il fenomeno è in crescita.

Diversamente dall'abbandono, inoltre, lo sprawl non è incompatibile con una Sau stabile o in espansione, poiché la frammentazione degli spazi aperti che esso produce compromette la continuità visiva e funzionale dei paesaggi colturali, ma non comporta necessariamente una perdita netta di superficie agricola. Pertanto, possono esserne affette anche le unità scartate nel primo passo sulla base della dinamica della Sau (classi A e AA).

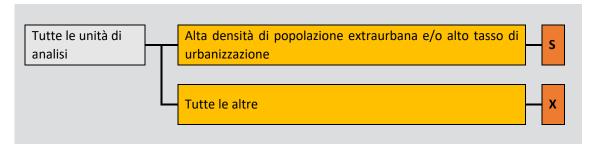
Tutte le unità vengono quindi rivalutate sulla base dei valori della Dx e di un tasso di urbanizzazione (Qsu), calcolato come l'incidenza della superficie urbanizzata sulla superficie totale dell'unità. Vengono quindi individuate come eleggibili per *urban sprawl* (classe S) le unità che nell'anno di riferimento presentano valori nettamente superiori alla media per entrambi i parametri (Dx >25 ab./km² e Qsu >10%) o al doppio della media per almeno uno dei due (Dx >50 ab./km² o Qsu >20%)³.

Tutte le altre unità vengono invece assegnate alla classe X.

² L'abbandono può considerarsi uno stato transitorio, che generalmente evolve verso una rinaturalizzazione più o meno spontanea, ma non preclude un recupero dell'uso agricolo dei suoli. Lo *sprawl*, invece, è il risultato di un processo di accumulazione che produce trasformazioni durature e difficilmente reversibili alla scala temporale osservata. Venuta meno la spinta della crescita demografica, inoltre, le unità affette da *urban sprawl* tendono sempre più a cristallizzarsi come aree a bassa densità insediativa (semirurali, suburbane o periurbane), anziché evolvere in aree urbane consolidate.

³ Si è preferito adottare, per maggiore semplicità, delle soglie costanti poiché i valori medi di Dx e Qsu tra le 790 unità di analisi si mantengono sostanzialmente stabili dal 2001 al 2021 (Dx intorno a 22 ab./km², Qsu intorno all'8%).

Passo 2



Nel terzo passo della procedura si mettono a confronto i risultati dei primi due.

Risultano affette da erosione dovuta all'*urban sprawl* (SPR) le unità assegnate alla classe BB nella prima selezione (indipendentemente dall'esito della seconda selezione) o alla classe S nella seconda selezione (indipendentemente dall'esito della prima selezione).

Risultano affette da erosione da abbandono (ABB), invece, le unità assegnate alla classe C nella prima selezione e alla classe X nella seconda⁴.

Tutte le altre unità sono considerate non affette (più esattamente: affette in misura non significativa) da erosione dello spazio rurale (NOE).

La procedura termina qui per le stime del 2001, base della serie storica.

Passo 3

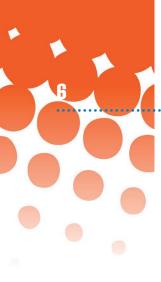
Passo 1		Passo 2		Passo 3 (esito)
BB	\rightarrow	Qualsiasi	\rightarrow	000
Qualsiasi	\rightarrow	S	\rightarrow	— SPR
С	\rightarrow	X	\rightarrow	ABB

Per le stime riferite agli anni successivi (2011 e 2021) si rende necessario, infine, un quarto passo per la convalida delle declassificazioni, cioè delle transizioni delle unità dallo stato di "affette da erosione da abbandono/urban sprawl" (in t-10) allo stato di "non affette" (in t). La declassificazione viene convalidata solo per le unità assegnate, nel primo passo, alla classe AA, lasciando le altre nella classe di origine.

Passo 4 (convalida dei risultati in serie storica)

Esito finale in t-10	Esito del passo 3 in t	Esito del passo 1 in t	Esito finale in t
	ABB	Qualsiasi	ABB
	SPR	Qualsiasi	SPR
ABB	NOE	AA	NOE
	NOE	≠ AA	ABB
SPR	ABB	Qualsiasi	ABB
	SPR	Qualsiasi	SPR
	NOE	AA	NOE
	NOE	≠ AA	SPR
NOE	ABB	Qualsiasi	ABB
	SPR	Qualsiasi	SPR
	NOE	Qualsiasi	NOE

⁴ Sempre per maggiore semplicità, la nuova procedura esclude la possibilità che una stessa unità risulti classificata per entrambi i fenomeni. Questo non avveniva nella versione precedente, che al primo passo suddivideva le unità eleggibili per abbandono in due classi: C (Dp >150 ab./km²) e CC (Dp ≤150 ab./km²). Tutte le unità della classe CC, quindi, erano classificate come affette da abbandono, indipendentemente dall'esito del secondo passo. Di conseguenza, un piccolo numero di queste unità, assegnate nel secondo passo alla classe S, risultava classificato anche per l'urban sprawl.



2. Le differenze di benessere nelle regioni italiane

Per consentire un confronto omogeneo tra i valori assunti da indicatori diversi in regioni diverse, si ricorre preliminarmente a una loro standardizzazione, che consiste nel calcolare le differenze dei valori regionali rispetto alla media Italia, rapportandole alla variabilità regionale e misurandole in termini di deviazione standard.

$$diffstand_{j,i} = \frac{x_{j,i} - ITA_j}{\sigma_j},$$

dove $x_{j,i}$ è il valore dell'indicatore j (con $1 \le j \le 134$) per la regione i e per l'ultimo anno disponibile (in genere il 2024^5), ITA_j è il valore per l'Italia dell'indicatore j e $\sigma_j = \sqrt{\frac{1}{\#Reg}} \sum_{i \in Reg} (x_{j,i} - \mu_j)^2$ è lo scarto quadratico medio degli $x_{j,i}$ rispetto a μ_j con μ_j la media su i degli $x_{j,i}$ In caso l'indicatore j abbia polarità negativa, il rapporto viene cambiato di segno. L'insieme delle regioni Reg comprende anche le Province autonome di Trento e Bolzano/Bozen, ma non il Trentino-Alto Adige/ $S\ddot{u}dtirol$.

Le differenze così calcolate sono espresse in unità standardizzate o unità di deviazione standard (u.d.s.). La differenza standardizzata del valore per l'Italia è, per definizione, sempre pari a 0. L'adozione di valori standardizzati è cruciale per garantire la comparabilità e l'interpretazione coerente di indicatori che presentano scale di misura e gradi di variabilità intrinseca molto diversi tra loro. In assenza di standardizzazione, un elevato scarto su un indicatore che varia molto (ad esempio, Durata dei procedimenti civili) potrebbe semplicemente rientrare nella norma ma avrebbe un peso interpretativo sproporzionato rispetto a un indicatore meno volatile (ad esempio, Speranza di vita alla nascita); viceversa se un indicatore è poco variabile a livello regionale, anche una differenza ridotta rispetto alla media Italia assume una maggiore importanza statistica e può segnalare un dato atipico.

Per il calcolo delle differenze standardizzate si applicano alcuni accorgimenti:

- in caso di valori mancanti per le Province autonome di Trento o Bolzano/*Bozen* (ad esempio, Donne e rappresentanza politica in Parlamento, Copertura della rete fissa di accesso ultraveloce a Internet) si imputano i dati della regione Trentino-Alto Adige/*Südtirol* (se disponibili);
- in caso di valori mancanti per alcune (ma non tutte) le regioni (ad esempio, Grande difficoltà ad arrivare a fine mese, Impatto degli incendi boschivi), si procede comunque al calcolo della deviazione standard solo con i dati regionali disponibili.

Sui 152 indicatori complessivi, alcuni sono esclusi dal calcolo, in particolare:

- i sette indicatori che non presentano una disaggregazione a livello regionale (ad esempio, Povertà assoluta, Emissioni di CO₂ e altri gas climalteranti);
- i sei indicatori per i quali non sono disponibili al momento aggiornamenti successivi al 2019 (e.g., Occupati che svolgono più di 60 ore settimanali di lavoro retribuito e/o familiare, Violenza fisica sulle donne);
- l'indicatore Mobilità dei laureati italiani, perché misura una variazione;
- l'indicatore Abusivismo edilizio, perché presenta dati aggregati per regione per problemi di tenuta delle stime:
- l'indicatore Consumo materiale interno, perché presenta dati assoluti in milioni di tonnellate e non in relazione alle caratteristiche demografiche delle regioni (i dati non sono direttamente confrontabili tra le regioni);

^{5 84} indicatori sui 134 considerati (oltre il 62%) sono aggiornati almeno al 2024, solo 5 indicatori sono aggiornati al 2020 o al 2021.

gli indicatori Giorni con precipitazione estremamente intensa e Giorni consecutivi senza pioggia, perché presentano dati assoluti in numero di giorni e non in relazione alle caratteristiche climatiche delle regioni (i dati non sono direttamente confrontabili tra le regioni).

Il metodo delle differenze standardizzate rispetto a un particolare riferimento (e.g., media del paese, target specifico, eccetera) è un'applicazione modificata degli z-scores, già usata nella statistica ufficiale⁶.

L'insieme di tutte le differenze standardizzate

$$\{diffstand_{i,i} \mid 1 \leq j \leq 134, i \in Reg\}$$

consta di 2.794 valori, di cui quasi tutti (oltre il 99%) compresi tra -3 e 3, e circa il 95% compresi tra -2 e 2. Considerando la distribuzione delle differenze, possiamo quindi classificare come anomale, e meritevoli di ulteriori analisi, le differenze superiori a 2 o inferiori a -2.

Per sintetizzare, per dominio di benessere e regione, le distribuzioni delle differenze standardizzate utilizzando un singolo valore rappresentativo, si ricorre al valore mediano che indica la posizione centrale o tipica dei dati e che, rispetto della media aritmetica, è una misura di posizione più robusta in presenza di distribuzioni asimmetriche o valori estremi. Pertanto, per ogni regione $i \in Reg$ e per ogni dominio $D_{\nu}(con 1 \le k \le 12)$, si calcola

$$mediana_{k,i} = mediana\left(\left\{diffstand_{j,i}\right\}_{j \in D_k}\right),$$

dove la mediana è quel valore che si colloca esattamente a metà, dividendo l'insieme dei dati ordinati in due parti uguali (il 50% dei valori è inferiore e il 50% è superiore⁷). Date le proprietà statistiche della mediana, un valore positivo indica che la maggior parte degli indicatori per quella regione e dominio si colloca al di sopra della media Italia (la cui differenza standardizzata è pari a 0 per definizione). Al contrario, un valore negativo segnala una prevalenza di indicatori al di sotto della media Italia. Il valore assoluto indica l'intensità di questi scostamenti.

I valori mediani così calcolati sono cromaticamente rappresentati su una cartina dell'Italia, con una scala cromatica divergente continua, caratterizzata da tre punti di ancoraggio definiti: l'arancione scuro come colore di ancoraggio negativo (il valore minimo di -1,76 u.d.s, che corrisponde al dominio benessere economico e alla regione Calabria), il bianco come punto centrale neutro (il valore 0 che corrisponde alla differenza nulla rispetto alla media Italia) e il blu scuro come colore di ancoraggio positivo (il valore massimo di 2,38 u.d.s., che corrisponde al dominio Relazioni Sociali e alla Provincia autonoma di Bolzano/*Bozen*).



⁶ Cfr. Organisation for Economic Co-Operation and Development - OECD. 2022. The Short and Winding Road to 2030: Measuring Distance to the SDG targets. Paris, France: OECD Publishing. https://www.oecd.org/en/publications/the-short-and-winding-road-to-2030 af4b630d-en.html. Istituto Nazionale di Statistica – Istat. 2024. Il benessere equo e sostenibile dei territori - Report regionali - Anno 2024. Comunicato territoriale. https://www.istat.it/comunicato-territoriale/il-benessere-equo-e-sostenibile-dei-territori-report-regionali-anno-2024/. Istituto Nazionale di Statistica – Istat. 2023. Rapporto SDGs 2023. Informazioni statistiche per l'Agenda 2030 in Italia. https://www.istat.it/produzione-editoriale/rapporto-sdgs-2023-informazioni-statistiche-per-lagenda-2030-in-italia/.

⁷ Se il vettore ordinato ha un numero dispari di elementi, la mediana è il valore centrale, se il vettore ordinato ha un numero pari di elementi, la mediana è la media dei due valori centrali.

3. La classificazione delle tendenze di lungo periodo

Per classificare la tendenza di lungo periodo, si utilizza il test di correlazione per ranghi di Spearman⁸ tra la serie storica dell'indicatore, a partire dal 2014 o dall'anno più prossimo con dati disponibili, e il corrispondente periodo temporale⁹. Per oltre il 70% degli indicatori il primo anno considerato è effettivamente il 2014, ma in un numero non irrilevante di casi (circa il 13%) la serie storica è disponibile solo a partire dal 2018. Per oltre i due terzi degli indicatori si considerano almeno nove annualità di dati.

Il test applicato valuta se, all'aumentare della variabile tempo, si verifica una tendenza coerente (monotona) nei valori dell'indicatore. Il metodo si basa sulla conversione dei valori dell'indicatore (nelle proprie unità di misura) e delle relative unità di tempo (anni) in ranghi. Successivamente, si calcola la classica correlazione lineare di Pearson tra questi ranghi. Il coefficiente ρ risultante, compreso tra -1 e +1, quantifica la forza e la direzione della relazione: ρ = +1 indica un trend perfettamente crescente, ρ = -1 un trend perfettamente decrescente. L'adozione di questo test è stata preferita in quanto non richiede assunzioni sulla distribuzione dei dati, né sul modello di crescita sottostante (lineare, esponenziale o altro), garantisce robustezza anche in presenza di valori anomali e permette di rilevare trend non strettamente lineari ma che mostrano comunque una chiara direzione nel lungo periodo. Il test di significatività associato a ρ permette di stabilire se il trend osservato è statisticamente significativo, ovvero se è possibile rigettare l'ipotesi che non esista una relazione monotona tra la serie storica e il tempo.

La tendenza di lungo periodo viene classificata come: in miglioramento (colore verde) se il test è statisticamente significativo al livello del 10% e la correlazione è positiva; in peggioramento (colore rosso) se il test è statisticamente significativo al livello del 10% e la correlazione è negativa. Una correlazione non significativa (colore bianco) implica che non è stata riscontrata alcuna tendenza monotona coerente nel periodo di osservazione¹⁰.

È tuttavia fondamentale interpretare con cautela i risultati di queste analisi. La sola direzione della tendenza (positiva o negativa) indica se l'indicatore sta migliorando o peggiorando, ma non quantifica l'intensità della variazione.

Per il calcolo della significatività del test e della correlazione per ranghi si applicano i sequenti accorgimenti:

- il calcolo della correlazione per ranghi viene corretto per la direzione normativa dell'indicatore (ovvero, se un indicatore ha polarità negativa, i dati sono variati di segno prima di calcolare il test di correlazione per ranghi);
- in caso la serie storica presenti al massimo tre osservazioni, allora non si dà luogo al calcolo della correlazione, perché la base empirica è ritenuta troppo esigua per derivare conclusioni significative sulla tendenza (applicando una soglia di significatività del 10% la correlazione verrebbe comunque sempre non significativa, anche in presenza di aumenti o diminuzioni costanti nel tempo).

In particolare, si utilizza il software R e la funzione spearman. test del pacchetto *pspearman*.

⁹ Cfr. Bureau fédéral du Plan, Institut des Comptes Nationaux. 2025. *Indicateurs de développement durable*. Bruxelles, Belgique: INR-ICN. https://www.plan.be/sites/default/files/documents/REP_ICPIB2025_13101_FR.pdf. Organisation for Economic Co-Operation and Development - OECD. 2019. *Measuring Distance to the SDG Targets 2019*. Paris, France: OECD Publishing. https://www.oecd.org/en/publications/measuring-distance-to-the-sdg-targets-2019_a8caf3fa-en.html.

¹⁰ Nei rapporti OCSE sugli SDGs del 2019 e del 2022, la tendenza calcolata con la correlazione per ranghi di Spearman è considerata significativa non solo se il coefficiente di correlazione è significativo al livello del 10% ma anche se è inferiore a -0,2 o superiore a +0,2. Si noti, però, che nel caso degli indicatori Bes, quando il test è significativo, la correlazione corrispondente è sempre al di fuori dell'intervallo [-0,2; +0,2].

y

4. Rapporto degli indicatori di benessere per l'Italia e per l'UE27

Per confrontare i livelli di benessere per l'Italia e per l'UE27, si sono considerati i 39 indicatori disponibili per entrambi gli ambiti territoriali e, per ciascuno di essi, si è calcolato il rapporto tra il valore nazionale e quello europeo nell'ultimo anno disponibile, in 22 casi anche disaggregando per genere. Se l'indicatore ha polarità negativa, si è calcolato il rapporto inverso. Valori del rapporto superiore a 1 indicano una posizione di vantaggio, in termini di benessere, per l'Italia rispetto alla media europea; al contrario, valori inferiori a 1 indicano una posizione di svantaggio.

Questo metodo di calcolo produce una misura che non è simmetrica intorno a 1, generando possibili fraintendimenti nelle rappresentazioni grafiche. Per questo motivo, nella Figura, i rapporti sono stati riportati su una scala logaritmica, in modo che un rapporto e il suo inverso si trovino in posizione simmetrica rispetto alla linea di parità (rapporto=1) e quindi rapporti diversi possano essere confrontati correttamente.