

L'evoluzione delle differenze territoriali nella fecondità in Italia: uno sguardo retrospettivo al quarantennio 1981-2021

GIANNI CARBONI¹, MARCANTONIO CALTABIANO²

¹ Università di Sassari, ² Università di Messina

1. Introduzione

Lo studio delle variazioni territoriali nelle dinamiche demografiche è da sempre un tema di grande rilievo nella ricerca sulla popolazione. A questo proposito, l'Italia è da molto tempo un paese di grandi differenze tra aree (si vedano ad esempio Breschi *et al.* 1994 e Sonnino 1996, per le diverse dinamiche regionali nei secoli XVI-XIX).

In particolare, il declino delle nascite associato alla transizione demografica è avvenuto con tempi e modi molto diversi tra regioni (Del Pantà 1996; Livi Bacci 1980), così come è avvenuta in maniera differenziata, parecchi decenni dopo, la diffusione della cosiddetta *Lowest-Low Fertility* (Kohler *et al.* 2002) che ha accompagnato la seconda transizione demografica (Castiglioni, Vitali 2013), tant'è che più di modello demografico italiano si può parlare di numerosi e differenti sistemi demografici regionali (Caltabiano 2008; Del Pantà 1996).

Del resto, differenze territoriali nei livelli di fecondità non sono presenti solo in Italia ma in molti altri paesi, come ad esempio Belgio, Francia e Svizzera (Lesthaeghe, Neels 2002), Germania (Hank 2001; Goldstein, Kreyenfeld 2011), Giappone (Kato 2018), Paesi Bassi (de Beer, Deerenberg 2007), Spagna (Burillo *et al.* 2020) e Stati Uniti (Lesthaeghe, Neidert 2006).

Le ragioni di queste differenze sono numerose e non univoche: culturali (ricordiamo per l'Italia le ben note differenze tra regioni bianche e rosse, cfr. Caltabiano, Dalla Zuanna 2015a, ma anche quelle tra contee democratiche e repubblicane negli USA, cfr. Lesthaeghe, Neidert 2009), socioeconomiche, normative (ad esempio le grandi differenze nelle politiche di sostegno alle famiglie e alle donne con figli tra regioni differenti, cfr. Del Boca, Rosina 2010 e Rosina, Caltabiano 2019), ma anche etniche e linguistiche. Inoltre, questi fattori si sono spesso modificati nel tempo con l'evolversi della società.

Qui focalizziamo la nostra attenzione sulle variazioni territoriali nei livelli di fecondità della popolazione italiana, e in particolar modo a partire dal periodo successivo al baby boom, con la rapida discesa avvenuta tra gli anni Settanta e Ottanta del secolo scorso, quando il numero medio di figli per donna (misurato attraverso il tasso di fecondità totale, TFT) è passato da 2,43 (1970) a 1,36 (1990).

Solitamente nello studio dei livelli di fecondità è la scala regionale quella più usata (Santini 2008), o a volte sovraregionale (cfr. Bonarini *et al.* 1994), anche per

i limiti legati ai dati disponibili. Tuttavia, spesso i confini regionali possono coprire forti differenze interne nelle regioni e, viceversa, possono nascondere similitudini tra aree confinanti, anche se appartenenti a regioni differenti (Vitali, Billari 2017).

Utilizziamo qui invece dati aggregati a livello provinciale, livello territoriale che, pur essendo nettamente meno omogeneo di quello comunale, riteniamo un buon compromesso, sia per la scarsa disponibilità di dati a livello comunale man mano che si va a ritroso nel tempo sia per una numerosità di popolazione non soggetta a oscillazioni casuali e distorsioni dovute ai piccoli numeri (Livi Bacci 1980, 173-174).

Questi dati sono stati ottenuti grazie ad una ricostruzione inedita, che presentiamo nel seguito, dei livelli di fecondità provinciale a partire dal 1981.

I nostri obiettivi sono: (1) descrivere come sono cambiati nel tempo i livelli di fecondità nelle diverse province, individuando possibili aggregazioni e percorsi comuni a livello subregionale, e (2) verificare se è avvenuto o meno un processo di avvicinamento tra territori nelle diverse fasi demografiche che hanno caratterizzato il periodo tra fine XX e inizio XXI secolo. A questo proposito, ci chiediamo in particolare se il tradizionale divario Nord-Mezzogiorno sia rimasto significativo, con le province meridionali che continuano a costituire un mondo a parte (Livi Bacci 1980), o se piuttosto siano emerse nuove e differenti aggregazioni territoriali subregionali, non visibili in un'analisi a livello regionale. Inoltre, (3) cerchiamo di individuare i fattori economici, culturali e sociali collegati alle differenze tra province e i mutamenti nel tempo del ruolo giocato da ciascuno di essi. Infatti, non è detto che un singolo fattore abbia avuto lo stesso peso sempre e dovunque, ma al contrario questo può essersi modificato nel tempo con i mutamenti sociali.

Per far questo utilizzeremo tecniche spaziali, descrittive e di regressione, che permettono di tener conto del fatto che le scelte degli individui sono influenzate dal contesto in cui questi vivono e prendono le loro decisioni. In particolare, i fenomeni demografici, come i livelli di fecondità, non si distribuiscono in modo casuale nello spazio, ma mostrano spesso correlazioni con caratteristiche territoriali e contesti socioeconomici locali. Le tecniche spaziali risultano quindi molto utili per analizzare tali dinamiche, in quanto consentono di identificare e misurare l'influenza del contesto geografico e delle relazioni di vicinanza tra territori. Coloro che vivono in aree contigue, infatti, possono essere influenzati da fattori analoghi, come norme culturali, accesso a risorse o condizioni economiche, che tendono a diminuire di rilevanza man mano che ci si allontana, a vantaggio di altre determinanti (Caltabiano *et al.* 2019). Rispetto ai modelli OLS (*Ordinary Least Squares*) e *multilevel*, i modelli spaziali globali presentano diversi vantaggi analitici. Innanzitutto, affrontano direttamente una problematica cruciale in questo tipo di analisi: la violazione dell'indipendenza delle osservazioni. Quest'ultima, che emerge frequentemente nei dati demografici distribuiti su base territoriale, può portare a stime distorte e risultati poco affidabili se non gestita adeguatamente. Inoltre, tali modelli tengono conto delle correlazioni spaziali, permettendo di comprendere meglio come la prossimità geografica influenzi i livelli di fecondità. In particolare, strumenti come l'indice I di Moran ci consentono di verificare la presenza di autocorrelazioni spaziali e di identificare specifici pattern territoriali di *clustering* o divergenza. Questi strumenti sono particolarmente utili per distinguere tra variazio-

ni casuali e dinamiche strutturate, offrendo una rappresentazione più accurata delle tendenze demografiche (Campisi *et al.* 2020). Infine, la scelta di integrare l'analisi spaziale nei nostri modelli non è solo metodologicamente auspicabile, ma permette anche di rispondere in modo più efficace ai quesiti di ricerca centrali, come l'identificazione dei fattori che contribuiscono a spiegare le differenze di fecondità e la valutazione delle dinamiche di convergenza o divergenza tra territori.

Nel seguito, dopo una breve descrizione delle tendenze della fecondità in Italia, presenteremo nel dettaglio i dati e i modelli utilizzati, per poi mostrare una serie di primi risultati e infine qualche riflessione conclusiva e spunto per future ricerche.

2. L'evoluzione delle differenze di fecondità in Italia

Differenze importanti nei livelli di fecondità tra le diverse aree del Paese erano già presenti ben prima dell'Unità d'Italia. Infatti, com'è ben noto, la diminuzione della natalità che accompagnò la transizione demografica iniziò anticipatamente in Piemonte, e poi in Liguria e Toscana, con i primi segnali visibili già nel periodo precedente all'Unità d'Italia (Livi Bacci, Breschi 1990; Breschi *et al.* 1994).

Il declino si diffuse poi nel resto del paese, specialmente a partire dal secondo decennio del Novecento, lungo due direttrici, la prima verso Est, con il Veneto in ritardo rispetto al resto del Nord (Caltabiano, Dalla Zuanna 2015a), e la seconda verso Sud, con Calabria e Sardegna ultime a raggiungere un diffuso controllo delle nascite negli anni Cinquanta (Livi Bacci 1980; Esposito 2017). Tuttavia, già a fine Ottocento vi erano differenze intraregionali non trascurabili, sia in contesti di declino anticipato, come in Piemonte tra pianura e montagna, sia in contesti di declino più tardivo, come in Sicilia tra parte occidentale e orientale, differenze che continuarono a permanere anche nei decenni successivi, nonostante i grandi cambiamenti sociali (Livi Bacci 1980).

Nei decenni seguenti la discesa è proseguita, mostrando da un lato un allargamento delle differenze tra Mezzogiorno e Settentrione, dall'altro un avvicinamento sempre maggiore delle regioni del Centro a quelle del Nord e la graduale sparizione delle residue aree con fecondità più elevata nelle regioni settentrionali.

Al contrario, nel Mezzogiorno continentale le differenze provinciali sono invece rimaste sempre ridotte, sia per il basso e ritardato ritmo di sviluppo economico e sociale sia per la comunanza di caratteri culturali, conseguenza dell'appartenenza ad uno stato unitario sin dal Medio Evo (Del Panta 1996; Livi Bacci 1980).

In questo quadro la Sardegna, tra tutte le regioni, ha avuto un percorso anomalo, prima con una forte resistenza al cambiamento, con il declino delle nascite che inizia ben oltre la fine della Seconda guerra mondiale (TFT 3,81 nel 1952), poi con un inaspettato crollo negli ultimi due decenni (TFT 0,91 nel 2023), fino ad essere la regione italiana con il livello più basso di fecondità e la quota più alta di donne senza figli (Breschi 2012; Breschi *et al.* 2009).

Questo quadro è stato interrotto dall'inaspettata e transitoria (perché senza reali effetti sulla fecondità delle coorti, cfr. Santini 2008) ripresa avvenuta negli anni Sessanta, che ha avuto il suo culmine nel 1964 (TFT 2,70), con quello che successivamente è stato chiamato *baby boom*, sulle cui cause e conseguenze qui non ci soffermiamo (si vedano ad esempio Van Bavel, Reher 2013; Rosina, Impicciatore

2022). A questo periodo di ripresa è seguita una nuova accelerazione del declino della fecondità, detta *baby bust* (Caltabiano 2015), legata anche alla grave crisi economica del 1973 (Rosina, Impicciatore 2022), ed è da qui che iniziamo la nostra analisi, a partire dal 1981, grazie alla ricostruzione della popolazione provinciale per sesso ed età e delle nascite per età della madre e provincia.

Il declino è proseguito praticamente ininterrotto fino a raggiungere un minimo storico nel 1995 (TFT 1,19), per poi essere seguito da una leggera ripresa, legata a una serie di fattori (principalmente il recupero delle nascite rinviate dalle donne nate negli anni Sessanta e il contributo, assente in passato, delle nascite da madri straniere, Caltabiano 2016), fino a raggiungere nel 2010 (TFT 1,42) il massimo dal 1985. Da qui in poi una serie di vicende negative (crisi economica internazionale, pandemia, invasione dell'Ucraina), che sono state definite *permacrises* (ovvero crisi permanenti, cfr. Vignoli *et al.* 2022) hanno avviato una nuova e intensa fase di declino, che ad oggi prosegue ininterrotta (TFT 1,21 nel 2023).

In quest'ultimo periodo spicca nel 2006 l'inversione dei livelli di fecondità tra Nord e Mezzogiorno del Paese (Rosina 2007), con il primo che di fatto diventa l'area a fecondità più elevata, mentre il secondo non mostra alcun segno di ripresa, pervaso da una crisi economica e sociale inarrestabile, che porterà nel giro dei prossimi decenni ad un importante declino della popolazione (Istat 2024a).

Il crollo della fecondità italiana nel periodo che prendiamo qui in esame è stato spiegato dagli studiosi prevalentemente attraverso la teoria della seconda transizione demografica (Zaidi, Morgan 2017). Quest'ultima consisterebbe in una diffusione di nuove idee e nuovi comportamenti, legati all'affermazione dell'autonomia individuale nelle grandi scelte della vita, all'importanza dell'autorealizzazione, alla secolarizzazione e all'indebolimento del controllo sociale di Stato e Chiesa sui comportamenti dei singoli (Lesthaeghe 2014). Nella sfera riproduttiva la conseguenza principale di questo cambiamento è che la nascita di un figlio è voluta solo se contribuisce alla realizzazione personale, passando da evento di interesse collettivo a scelta personale. Si è avuta di conseguenza una forte riduzione del numero medio di figli per donna, anche per l'aumento dei costi diretti e indiretti della genitorialità e le difficoltà di conciliazione tra lavoro e famiglia (Caltabiano *et al.* 2009). Tuttavia, altrettanto importante è stato anche il ruolo della sempre maggiore disponibilità e diffusione di strumenti contraccettivi moderni, emersa in risposta alle crescenti esigenze di pianificazione della prole (Barbagli *et al.* 2010; Livi Bacci 1980)¹.

In ogni caso, sebbene i cambiamenti avvengano a livello individuale, il contesto macro influisce su di essi, tanto che territori con caratteristiche sociali ed economiche simili sperimentano le stesse dinamiche (si vedano ad esempio Coale, Watkins 1986; Klüsener *et al.* 2013). Inoltre, la recettività al cambiamento può essere favorita o ritardata da caratteristiche geografiche, con territori che anticipano il cambiamento (come le grandi aree urbane e quelle poste lungo le grandi vie di comunicazione) e altri che invece lo sperimentano tardivamente (ad esempio per una posizione geografica maggiormente isolata, cfr. Caltabiano *et al.* 2019).

Per queste ragioni sembra evidente che i mutamenti più recenti nei comportamenti riproduttivi siano avvenuti attraverso un processo di diffusione spaziale: i nuovi comportamenti, e soprattutto le idee che spingono ad adottarli, circolano

nella popolazione, diffondendosi gradualmente dai territori che li hanno adottati per primi agli altri dove non sono ancora presenti (Vitali, Billari 2017; Caltabiano *et al.* 2019). A questo processo spaziale si affianca un processo di innovazione, grazie al quale gruppi anticipatori, per esempio le classi agiate e gli individui più istruiti, adottano i comportamenti per primi, favorendo una diffusione anticipata nei territori dove tali sottogruppi sono maggiormente presenti, come le grandi aree urbane (Di Giulio, Rosina 2007).

Tra i molteplici fattori che possono aver influito sul processo di diffusione spaziale della bassa fecondità in Italia qui ne abbiamo selezionati quattro per una valutazione empirica più approfondita del ruolo giocato da ciascuno di essi e del suo eventuale modificarsi nel tempo (cfr. Campisi *et al.* 2020). Il primo è il livello di istruzione della popolazione, e in particolare di quella femminile. Le spiegazioni sul ruolo di questo fattore di contenimento della fecondità sono diverse (spaziando dalle motivazioni economiche a quelle culturali, p.e. Caltabiano, Dalla Zuanna 2015a, 2015b; Salvati *et al.* 2020), ma in ogni caso è ampiamente mostrato come coppie e donne istruite siano quelle che controllino per prime la fecondità (Caltabiano *et al.* 2022; Breschi *et al.* 2013; Basu 2002).

Il secondo è il livello di secolarizzazione e di diffusione di valori postmoderni: le aree dove questo è più intenso sono generalmente state quelle che hanno adottato per prime comportamenti nuovi, mentre la resistenza al cambiamento è stata maggiore nelle aree dove è più forte l'influenza della Chiesa Cattolica e più in generale di atteggiamenti conservatori (Caltabiano, Dalla Zuanna 2015a; Barbagli *et al.* 2010).

Il terzo è il contesto economico (industrializzazione, sviluppo, occupazione) di ciascun territorio (Vitali, Billari 2017) e il quarto il livello di benessere (Myrskylä *et al.* 2009), due aspetti spesso strettamente interconnessi tra loro, con i territori meno dinamici e socio-economicamente più deboli che solitamente hanno i livelli di fecondità più bassi (Caltabiano, Rosina 2018). Questo anche perché, come è ben noto, in Italia le stesse politiche di sostegno a famiglie, coppie e madri possono variare moltissimo in intensità ed efficacia tra amministrazioni regionali e provinciali differenti (Andreotti *et al.* 2012; Carradore 2014).

Tuttavia, spesso questi fattori non sono direttamente misurabili o, se lo sono, solitamente i dati non sono disponibili con un dettaglio territoriale subregionale, specialmente andando a ritroso nel tempo. A causa di tali limitazioni abbiamo quindi fatto ricorso a una serie di indicatori come misure indirette delle caratteristiche di ciascuna provincia rispetto a questi quattro grandi ambiti.

Abbiamo studiato il ruolo giocato dagli ambiti summenzionati nella diffusione della bassa fecondità attraverso modelli spaziali. Infatti, studi precedenti hanno mostrato la presenza di *pattern* spaziali e *clusters* in diversi aspetti della diffusione in Italia di nuovi comportamenti legati alla seconda transizione (quali bassa fecondità, posticipo della maternità, fecondità non coniugale), che spesso permangono immutati nel corso dei decenni (Vitali, Billari 2017; Castiglioni, Vitali 2013), oltre che di altri fenomeni demografici più generali quali *shrinking* e *depopulation* (Reynaud *et al.* 2020).

Come già accennato, l'aspetto più nuovo di questo lavoro è l'uso del livello provinciale nell'analisi, solitamente limitata al livello regionale, e l'estensione del perio-

do di analisi a partire dal 1981, così da avere un periodo di studio abbastanza lungo da permettere di osservare cambiamenti a lungo termine, che non sempre sono facilmente osservabili su una scala temporale più breve. Inoltre, le tecniche spaziali qui utilizzate permettono di tener conto dell'autocorrelazione spaziale, depurando i risultati in funzione di essa, laddove esistente, ed offrendo quindi una rappresentazione più accurata dei fenomeni demografici in relazione alla geografia. Questo approccio viene dettagliato nella sezione 4 e in appendice, dove approfondiamo aspetti metodologici chiave come la gestione dell'autocorrelazione e la specificazione dei modelli usati per analizzare le tendenze a lungo termine della fecondità.

3. Dati

Utilizziamo come misura del livello di fecondità il tasso di fecondità totale, stimato a partire dai tassi di fecondità per classe di età quinquennale. Questi a loro volta sono calcolati come rapporto tra nati da madri di età x , $x + 4$ e popolazione media femminile nella stessa classe di età. Abbiamo scelto questo indicatore perché, pur non essendo scevro da limitazioni, è quello che fornisce la miglior sintesi dei livelli di fecondità, oltre ad essere quello più comunemente usato.

Ora, se il numero di nati per classe di età della madre e provincia di residenza è stato pubblicato dall'Istat sin dal 1955², la ricostruzione ufficiale della popolazione residente per sesso, età e comune è stata effettuata solo a partire dal 1/1/1982 (Istat 1996, cfr. banca dati IstatData sul sito esploradati.istat.it)³.

Poiché i dati dettagliati delle nascite per il 1982 non sono stati diffusi per ragioni legate ad una riorganizzazione delle pubblicazioni demografiche Istat (cfr. Istat 1988, 9), avviamo la nostra ricostruzione dei tassi per età dal 1983. Tuttavia, avendo a disposizione la popolazione censita nel 1981 abbiamo calcolato a partire da questa i TFT provinciali anche per il 1981⁴.

Allo stesso modo sono mancanti i dati dei nati per età e provincia degli anni 1984 (Istat 1989, 11) e 1986 (Istat 1992, 9), anch'essi non pubblicati dall'Istat, e quelli del biennio 1997-1998 per le note vicende legate alla riforma Bassanini (cfr. Istat 2006, 9-11).

Per rendere omogenee le analisi abbiamo effettuato una ricostruzione ai confini provinciali del 1981 di popolazione e nascite, che nella quasi totalità dei casi non presenta problemi, in quanto quasi sempre le nuove province sono state ricavate per scissione da un'unica unità amministrativa preesistente. Fanno eccezione i casi di Lecco (1992, 84 comuni dalla provincia Como e 6 da quella di Bergamo, con una popolazione pari al 7% di quella della nuova provincia), Barletta-Andria-Trani (2016, 7 comuni da Bari e 3 da Foggia, con una popolazione pari al 10% di quella della nuova provincia), e la Sardegna, regione in cui nel 2005 e 2016 sono state attuate due riforme delle province (leggi regionali 9/2001, 10/2003, 2/2016), caratterizzate da numerosi passaggi di comuni da un ente locale all'altro⁵.

È stato quindi possibile ricostruire senza difficoltà la popolazione femminile provinciale per età ai confini del 1981, essendo disponibili i dati della popolazione ricostruita per sesso ed età anche a livello comunale⁶, ma non le nascite, in quanto – come ben noto – i dati delle nascite per età della madre non sono mai stati pubblicati a livello comunale.

Per la ricostruzione delle nascite ai confini del 1981 nel caso di istituzione di province con comuni provenienti da due (o più nel caso della Sardegna) enti locali differenti, abbiamo quindi testato due vie. La prima è consistita nell'attribuzione di tutte le nascite registratesi nella nuova provincia alla provincia d'origine predominante, l'altra quella di attribuirle pro quota rispetto alle nascite in ciascuna delle province originarie al momento della fusione. Poiché queste due metodiche non forniscono risultati sostanzialmente diversi abbiamo scelta la prima via.

Abbiamo poi provveduto a costruire e/o rielaborare una serie di variabili, riferite agli anni 1981, 1991, 2001 e 2011, da usare come *proxy* dei diversi fattori – relativi ai quattro ambiti indicati in precedenza – che possono essere collegati ai livelli di fecondità delle singole province. Le variabili sono state elaborate a partire dai dati di due database Istat: *8milaCensus* (Istat 2024b) e *Health for All* (HFA) – Sistema informativo territoriale su sanità e salute (Istat 2024c). Il primo raccoglie una selezione di 99 indicatori per ogni comune d'Italia, elaborati a partire dalle risultanze dei Censimenti della Popolazione dal 1951 al 2011, calcolati ai confini dell'epoca, relativi agli aspetti sociali ed economici (negli ambiti popolazione, integrazione degli stranieri, famiglie, condizioni abitative e insediamenti, istruzione, mercato del lavoro, mobilità, vulnerabilità materiale e sociale). I valori degli indicatori a livello provinciale ai confini del 1981 utilizzati nelle analisi che seguono sono stati ricostruiti come media dei valori comunali pesata con le rispettive popolazioni comunali a ciascun censimento.

Gli indicatori selezionati da *8milaCensus* sono i seguenti⁷:

- (a) Ambito istruzione: (1) Rapporto adulti con diploma o laurea/adulti con licenza media, (2) Incidenza di analfabeti, (3) Uscita precoce dal sistema di istruzione e formazione, (4) Incidenza di adulti con titolo di studio superiore, (5) Incidenza di giovani con istruzione universitaria, (6) Livello di istruzione dei giovani 15-19 anni, (7) Incidenza di adulti con la licenza media;
- (b) Ambito secolarizzazione e valori: (8) Incidenza dei separati legalmente e dei divorziati, (9) Ampiezza media delle famiglie, (10) Incidenza delle famiglie numerose, (11) Differenziali di genere per l'istruzione superiore, (12) Partecipazione femminile al mercato del lavoro, (13) Incidenza occupazione femminile nel settore terziario extra commercio, (14) Incidenza della popolazione residente nei nuclei e case sparse, (15) Indice di vecchiaia;
- (c) Ambito occupazione: (16) Tasso di disoccupazione maschile, (17) Tasso di disoccupazione femminile, (18) Tasso di disoccupazione, (19) Tasso di disoccupazione giovanile, (20) Tasso di occupazione 15-29 anni, (21) Incidenza dell'occupazione nel settore agricolo, (22) Incidenza dell'occupazione nel settore industriale, (23) Incidenza dell'occupazione nel settore terziario extra commercio;
- (d) Ambito livello di benessere: (24) Incidenza delle abitazioni in proprietà, (25) Indice di disponibilità dei servizi nell'abitazione, (26) Metri quadrati per occupante nelle abitazioni occupate, (27) Indice di affollamento delle abitazioni, (28) Incidenza popolazione in condizione di affollamento, (29) Incidenza di giovani fuori dal mercato del lavoro e dalla formazione.

La seconda fonte selezionata, HFA Italia, è un database contenente circa 4.000 indicatori sul sistema sanitario e sulla salute in Italia, consultabile tramite il software

HFA (*Health for All*) dell'Organizzazione Mondiale della Sanità adattato dall'Istat. I contenuti, disponibili a livello provinciale, sono aggiornati semestralmente sia con un ampliamento delle serie storiche, in avanti ma anche a ritroso, sia con l'introduzione di nuovi indicatori. Da HFA sono stati ricavati i dati relativi ai nati morti e ai morti nel primo anno di vita, dai quali sono poi stati costruiti i tassi di mortalità infantile, natimortalità e mortalità perinatale (indicatori 30, 31, 32), che abbiamo ritenuto essere delle buone misure del livello di benessere e di sviluppo di ciascuna provincia (Loghi 2024). Anche qui è stata utilizzata la stessa metodologia di ricostruzione territoriale usata per le nascite provinciali per età della madre.

Abbiamo infine calcolato quattro indicatori riferiti all'ambito secolarizzazione e valori, ovvero: (33) la percentuale di voti favorevoli all'abrogazione della legge sul divorzio espressi nel referendum del 1974, (34) l'indice della proporzione di coniugate I_m , (35) la quota di nati fuori dal matrimonio, (36) la quota di nati da madri di età 30 e oltre.

L'indicatore (33) è stato calcolato per ciascuna provincia ai confini del 1981 a partire dai dati comunali pubblicati dal Ministero dell'Interno sull'archivio della piattaforma *Eligendo* (<https://elezioni.interno.gov.it/>), il sistema integrato di archiviazione e diffusione dei risultati elettorali gestito dalla Direzione Centrale per i Servizi Elettorali del Dipartimento per gli Affari Interni e Territoriali. Abbiamo ritenuto, sulla stregua di Livi Bacci (1980), la proporzione dei votanti contro il divorzio (cioè per l'abrogazione della legge) un buon indicatore dell'atteggiamento della popolazione verso i cambiamenti nei comportamenti, atteggiamento che ha antiche radici storiche.

L'indicatore (34) è stato calcolato utilizzando i fascicoli provinciali dei Censimenti della Popolazione disponibili nella biblioteca digitale Istat (si veda Coale, Watkins 1986, per le modalità di calcolo) a partire dalla popolazione per sesso, età e stato civile per gli anni 1981-2001⁸. Per il 2011 abbiamo invece ricavato gli stessi dati dal sito Istat del censimento (<http://dati-censimentopopolazione.istat.it/Index.aspx>).

Infine, gli indicatori (35) e (36) sono stati calcolati a partire dai volumi Istat contenenti i dati delle nascite provinciali ricordati in nota 2.

Gli indicatori selezionati sono quindi in tutto 36, così distribuiti rispetto ai quattro diversi ambiti sopra menzionati: istruzione 7 indicatori, secolarizzazione e valori 12 indicatori, contesto economico 8 indicatori, livello di benessere 9 indicatori.

4. Metodi

Per analizzare le variazioni della fecondità a livello provinciale in Italia dal 1981 al 2021, è stato adottato un approccio metodologico basato su tecniche di analisi spaziale, sia descrittive che di regressione. L'obiettivo principale è stato quello di individuare tendenze territoriali e comprendere come fattori socioeconomici e culturali siano correlati con i livelli di fecondità nelle diverse aree del paese. In particolare, la nostra analisi si basa sui tre passaggi chiave illustrati di seguito.

4.1. Misurazione delle variazioni di fecondità. È stata calcolata la variazione media annua del *TFT* per ciascuna provincia e per ciascun decennio, indicando con

$Y_i(t_0, t_n)$ la variazione annua media della provincia i -esima osservata fra il tempo t_0 e il tempo t_n . Questa scelta ci ha permesso di allineare le variazioni del *TFT* ai valori iniziali delle variabili socioeconomiche, evitando analisi retrospettive errate. La variazione del *TFT* rappresenta la nostra variabile principale di interesse in tutte le analisi.

4.2. *Identificazione di pattern spaziali.* Abbiamo utilizzato strumenti di analisi spaziale, come l'indice I di Moran, per verificare la presenza di autocorrelazioni spaziali. In termini pratici, l'indice misura se province vicine tendono a mostrare livelli di fecondità simili o divergenti. L'indice di Moran globale fornisce una visione d'insieme, evidenziando se i dati mostrano *clustering* o dispersione spaziale, mentre l'indice locale permette di individuare localizzazione e dimensione dei cluster statisticamente significativi. Questa fase è stata cruciale per distinguere tra variazioni casuali e dinamiche strutturate nel tempo e nello spazio. Abbiamo anche visualizzato questi *pattern* attraverso mappe provinciali, rendendo evidenti le differenze Nord-Sud.

4.3. *Modelli di regressione spaziale.* Infine, per comprendere i fattori che influenzano le differenze di fecondità, abbiamo stimato modelli di regressione spaziale. Questi modelli offrono risultati migliori rispetto ai tradizionali OLS, includendo le relazioni spaziali tra province vicine. In particolare, abbiamo utilizzato:

- Modelli SAR (*Spatial Autoregressive*): per catturare l'influenza diretta della prossimità spaziale tra province sui livelli di fecondità.
- Modelli SEM (*Spatial Error*): per correggere eventuali correlazioni spaziali nei residui, legate a fattori non osservati che si propagano tra province vicine.

Entrambi i modelli hanno permesso di ottenere stime più accurate e di comprendere meglio come fattori quali istruzione, secolarizzazione, benessere e partecipazione femminile al mercato del lavoro siano correlati ai comportamenti riproduttivi nelle diverse aree geografiche.

Per stimare le relazioni tra variazione di fecondità e fattori socioeconomici, abbiamo selezionato un set di covariate rappresentative. Partendo dalla lista iniziale di 36 variabili, abbiamo applicato criteri per limitare la multicollinearità, utilizzando il *condition number* come indicatore chiave per garantire la stabilità e l'affidabilità dei modelli. Questo processo ha portato a una selezione finale di nove covariate, tra cui fattori legati all'istruzione, partecipazione femminile al mercato del lavoro, condizioni abitative e valori culturali, rappresentative delle principali determinanti considerate nello studio.

Tutti i dettagli della metodologia statistica utilizzata, inclusi i test diagnostici sui modelli, la costruzione della matrice dei pesi spaziali, il processo decisionale per la scelta dei modelli nonché i dettagli metodologici relativi alla selezione delle covariate sono stati inseriti nell'Appendice alla quale si rimanda il lettore interessato.

5. Risultati

Per prima cosa, esploriamo descrittivamente la nostra variabile oggetto di studio,

la variazione media annua osservata complessivamente e per singolo decennio. La figura 1 riporta tale variabile rappresentata tramite mappe provinciali⁹.

Al netto degli evidenti *pattern* geografici Nord-Sud che continuano a permanere nel tempo nonostante i grandi cambiamenti dell'ultimo quarantennio, a nostro avviso vale la pena rilevare quanto segue.

Si nota una maggiore concentrazione territoriale delle variazioni nei due decenni centrali (1991-2001 e 2001-2011), con cluster spaziali più evidenti di province che mostrano dinamiche simili, in particolare un calo marcato del TFT in alcune aree e una maggiore stabilità in altre. Al contrario, nel decennio iniziale (1981-1991) e, soprattutto, in quello finale (2011-2021), i cluster risultano meno accentuati, suggerendo una distribuzione più uniforme delle variazioni.

Inoltre, tutti i decenni evidenziano nelle province del Nord un minor calo del TFT rispetto al Sud, eccezion fatta per l'ultimo decennio (2011-2021), dove, sorprendentemente, alcune province meridionali mostrano variazioni meno negative rispetto a quelle settentrionali. Tuttavia, questa inversione non è sufficientemente forte per rovesciare la situazione venutasi a creare nei decenni precedenti. Infatti, se osserviamo il periodo complessivo (1981-2021) si nota come la migliore *performance* delle province del Nord non sia minimamente in discussione, seppur con gradazioni diverse fra la striscia emiliano-romagnola-ligure e il Nord più estremo.

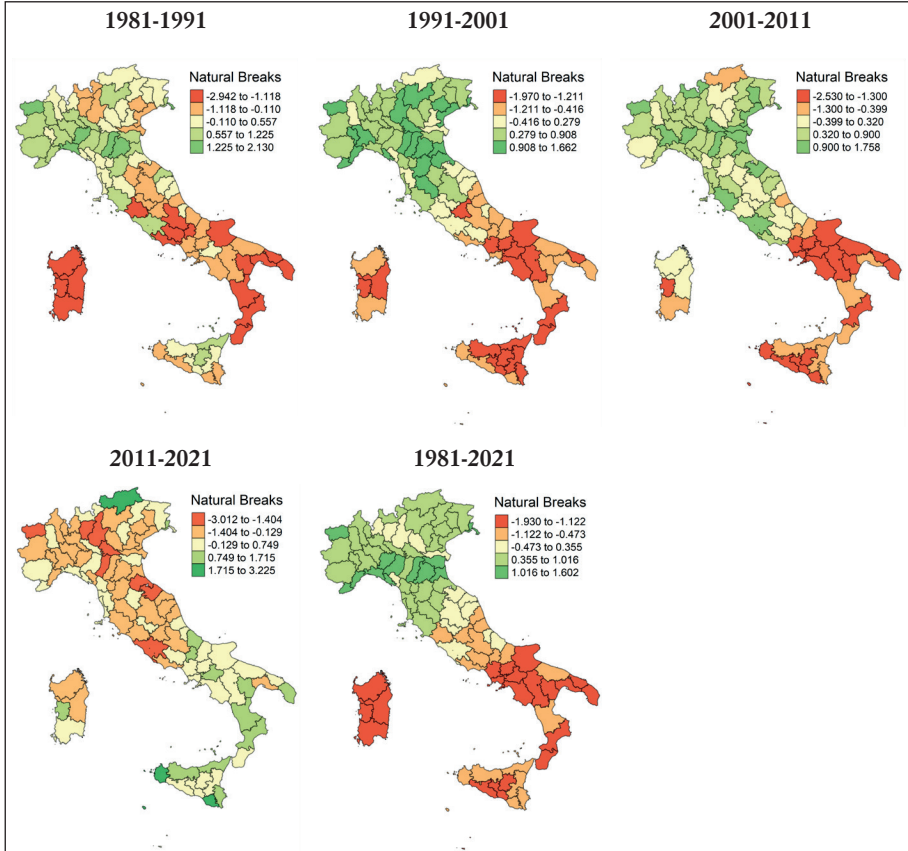
La visione d'insieme suggerisce che, nonostante fluttuazioni decennali e cambiamenti locali significativi, esistono tendenze di fondo e divisioni provinciali ben radicate che continuano a caratterizzare la distribuzione del TFT in Italia. In particolare, le province settentrionali hanno sperimentato cali del TFT meno intensi rispetto a quelle meridionali.

Dopo aver esaminato le tendenze della fecondità a livello provinciale e identificato modelli spaziali distinti, è naturale volgere lo sguardo verso l'analisi dell'autocorrelazione spaziale per comprendere in che misura queste tendenze siano influenzate dalla prossimità geografica delle province. Per far ciò, impiegheremo l'indice I di Moran globale, in modo da stabilire se i *pattern* che abbiamo osservato sono il risultato di fattori localizzati o se invece esistono interdipendenze spaziali che suggeriscono dinamiche di fecondità simili (o dissimili, a seconda del segno) tra province contigue. Questo passaggio analitico è fondamentale per discernere tra variazioni casuali e *pattern* geografici strutturati.

Ora che siamo in fase di analisi dei risultati possiamo comprendere meglio come viene rappresentato graficamente l'indice I di Moran. Oltre al valore numerico dell'indice e al suo relativo *p-value*, infatti, risulta molto utile osservare la sua rappresentazione grafica, come fatto in figura 2 (il cosiddetto Moran *Scatterplot*, cfr. Anselin 1996). In questa figura, caratteristica delle analisi di autocorrelazione spaziale, abbiamo in ascissa il valore sotto esame per tutte le province e sulle ordinate lo stesso valore ma riferito alla media delle province contigue. Ogni punto del grafico (ogni provincia), dunque, rappresenta il tipo di relazione che esiste fra una provincia e le sue vicine.

Per leggere meglio questa grandezza abbiamo diviso il grafico in quadranti. Tale suddivisione appare ancora più chiara in quanto abbiamo optato per la standardizzazione delle variabili (lo stesso varrà per le covariate nelle nostre successive analisi

Fig. 1. Mappe provinciali della variazione media annua del TFT per decennio e nel periodo complessivo. Metodo di classificazione: natural breaks



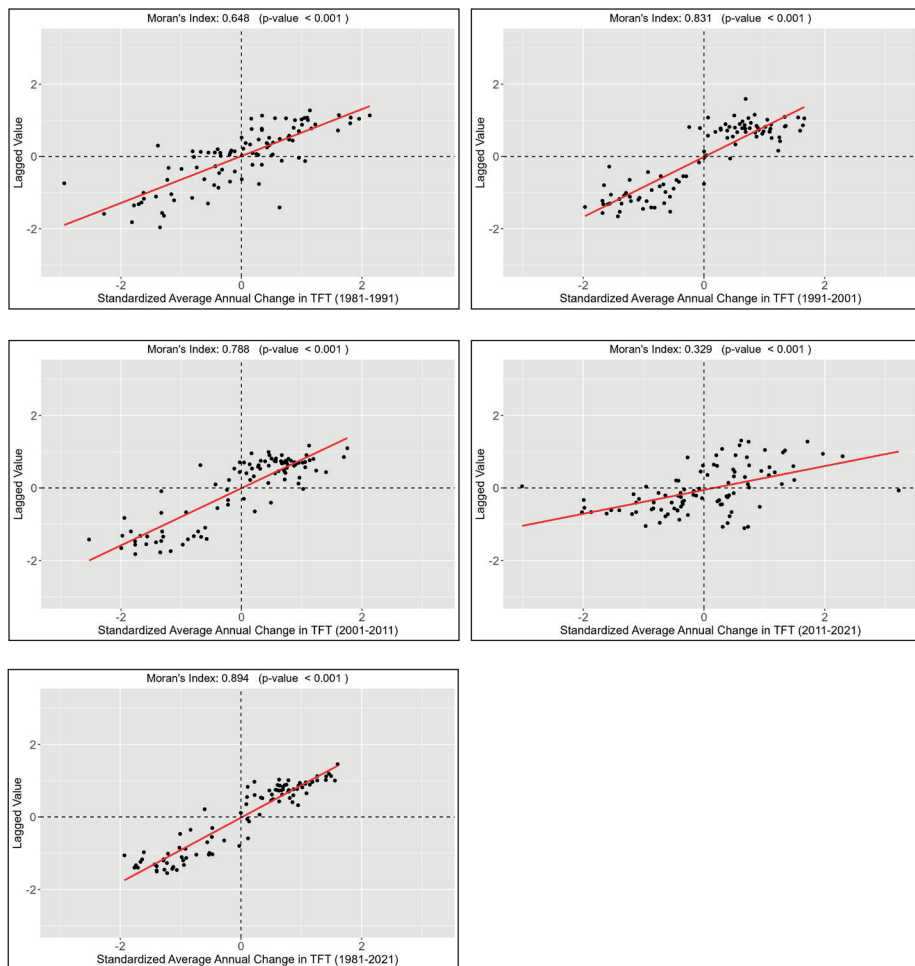
Fonte: elaborazione degli autori su dati Istat. Le mappe per ogni singolo anno sotto esame sono disponibili al seguente link: https://bit.ly/TFT_IT_prov_81-01.

di regressione). In questo modo, i quadranti vanno a formare dei quadrati perfetti i cui lati passano per il valore 0 (la media standardizzata).

Il primo quadrante e il terzo quadrante rappresentano tutti i casi in cui si ha un'autocorrelazione spaziale positiva, ossia ad un valore alto (basso) in una determinata località nello spazio, si accompagna un valore alto (basso) delle località ad esse vicine. In questo caso i vicini si comportano allo stesso modo in termini di fecondità. In una situazione estrema in cui tutte le province si trovassero nei quadranti primo e terzo, avremmo un indice I di Moran pari esattamente ad 1. Questi quadranti vengono identificati in letteratura come HH (*High-High*) e LL (*Low-Low*).

L'esatto contrario avviene per i quadranti secondo e quarto, i quali identificano i cosiddetti *outliers*, in quanto rappresentano casi in cui ad un valore alto (basso)

Fig. 2. Indici I di Moran globali, relativi p-value e Moran Scatterplot per ogni periodo sotto esame. Variabile analizzata: variazione media annua del TFT



Fonte: elaborazione degli autori su dati Istat.

della variabile in una provincia, si riscontrano dei valori bassi (alti) nelle province vicine. In questo caso i vicini si comportano in modo opposto, contraddicendo la prima legge della geografia (e proprio per questo etichettati come valori anomali). Questi quadranti vengono identificati in letteratura come HL (*High-Low*) e LH (*Low-High*).

Si conferma quanto già osservato 'ad occhio nudo' nella figura 1. Infatti, abbiamo sempre un'autocorrelazione spaziale positiva statisticamente significativa, ma essa è molto più forte nei decenni centrali (0,831 nel decennio 1991-2001 e 0,788 nel decennio 2001-2011) rispetto a quelli iniziale e finale, in cui avviene

il contrario (0,648 nel decennio 1981-1991 e 0,329 nel decennio 2011-2021). Complessivamente, quando analizziamo l'intero quarantennio, torniamo ad una situazione in cui l'autocorrelazione spaziale positiva è molto pronunciata (0,894).

Riassumendo, le province italiane tendono a condividere caratteristiche simili in termini di fecondità con le loro vicine, soprattutto nei due decenni centrali. Questo implica che in questi periodi le variazioni di fecondità siano state particolarmente omogenee all'interno delle aree geografiche. Nei decenni iniziale e soprattutto finale, sebbene la tendenza sia ancora verso l'autocorrelazione positiva, questa è meno forte, indicando una maggiore disomogeneità tra ciascuna provincia e quelle ad essa vicine.

Dopo aver stabilito la presenza di autocorrelazione spaziale globale attraverso l'indice I di Moran, il passo successivo è quello di esaminare le relazioni spaziali locali. Qui entra in gioco l'indice I_l di Moran Locale, che ci permetterà di individuare e visualizzare le specifiche località che guidano l'autocorrelazione spaziale evidenziata dall'indice I di Moran globale. Attraverso di esso, quindi, ci concentreremo sui *pattern* di fecondità a livello locale e su come questi si distribuiscano geograficamente.

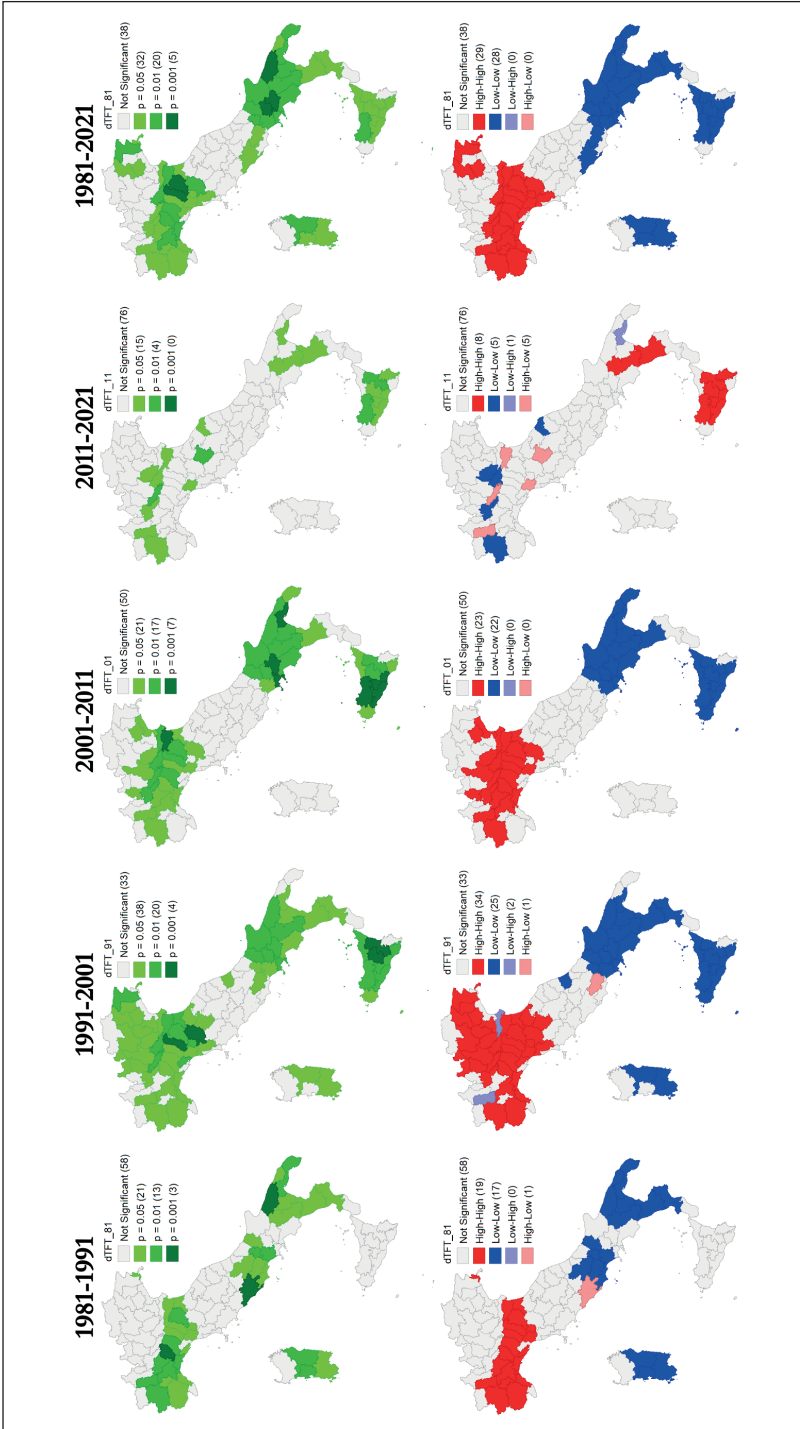
La figura 3 presenta una serie di mappe che illustrano i valori dell'indice I_l di Moran Locale per la nostra variabile di interesse. Ogni colonna di mappe corrisponde a un diverso intervallo temporale, e ogni riga rappresenta un tipo diverso di mappa: le mappe dei *p-value* nella riga superiore e le mappe degli attributi nella riga inferiore.

Le mappe dei *p-value* mostrano le aree dove l'autocorrelazione spaziale è statisticamente significativa. I colori variano dal grigio, indicante aree non significative, al verde scuro, dove i valori del *p-value* sono più bassi e quindi l'autocorrelazione è più significativa. Le mappe degli attributi rivelano, invece, il tipo di autocorrelazione presente: HH, LL, HL o LH.

Non dovrebbe destare più stupore il fatto che i decenni con la maggior presenza di aree significative siano quelli centrali, a differenza di quelli iniziale e finale in cui le province colorate sono molte meno (specialmente nell'ultimo decennio). Inoltre, possiamo vedere come i primi tre decenni di analisi hanno tutti *pattern* molto chiari in termini di distribuzione di colore fra Nord e Sud. Infatti, a prescindere dal numero di province complessivamente significative, sono sempre quelle del Sud a contraddistinguersi con il colore blu (LL) e quelle del Nord con il colore rosso (HH). Questo significa che le tendenze di fecondità su scala provinciale nel Sud e nel Nord d'Italia sono rimaste consistentemente diverse per gran parte del periodo in esame, con le province meridionali che tendono a mantenere tassi di fecondità più bassi rispetto alla media e quelle settentrionali tassi più alti. Tuttavia, seppur con direzioni diametralmente opposte, nel Nord e nel Sud Italia le province vicine sembrano influenzarsi maggiormente rispetto a quanto non accada al Centro, in cui quasi mai si identificano delle situazioni di influenza spaziale, salvo rare eccezioni.

Riassumendo, l'analisi dell'indice I_l di Moran Locale ha rivelato una netta distinzione spaziale nel comportamento della fecondità tra le regioni del Nord e del Sud Italia, con autocorrelazioni positive forti e persistenti all'interno di queste aree

Fig. 3. Mappe dei p-value (riga 1) e degli attributi (riga 2) risultanti dal calcolo dell'indice I_t di Moran Locale



Fonte: elaborazione degli autori su dati Istat.

geografiche, che ora possiamo tuttavia identificare in modo molto più specifico. La mancanza di autocorrelazione significativa al Centro suggerisce una maggiore eterogeneità o l'assenza di un *pattern* condiviso in quella zona (si noti che la presenza, in tale area, della capitale d'Italia non è una coincidenza). Questi risultati, consolidati nell'analisi dell'intero periodo, enfatizzano la persistenza di importanti differenze macro-territoriali, le quali potrebbero essere il frutto di una varietà di fattori socioeconomici, culturali e politici che operano sistematicamente all'interno di queste aree.

La figura 4, invece, ci offre una rappresentazione visiva dell'andamento dei tipi di autocorrelazione spaziale identificati nei diversi decenni attraverso le quattro categorie. Ogni colore rappresenta un decennio specifico, permettendoci di vedere la loro evoluzione nel tempo. Coerentemente con quanto finora evidenziato, il decennio con più casi di autocorrelazione positiva (HH e LL) è il 1991-2001. In tale periodo storico il processo di diffusione spaziale su scala provinciale raggiunge il suo picco. Questo significa che, in questo specifico lavoro e con questi specifici dati a disposizione, tale decennio sembra spiegare maggiormente, rispetto agli altri periodi, la *performance* provinciale di fecondità in termini spaziali.

Muniti di una comprensione più profonda delle dinamiche spaziali della fecondità nelle diverse province italiane, ci apprestiamo ora a indagare ulteriormente le determinanti sottostanti a queste variazioni. Attraverso l'uso di analisi di regressione che incorporano le covariate selezionate in precedenza, cercheremo di indagare i fattori che potrebbero influire sulle differenze osservate. Come già accennato, le covariate sono state scelte per rappresentare settori chiave come occupazione, istruzione e benessere, garantendo al contempo che il modello rimanga privo di distorsioni dovute alla multicollinearità. La scelta delle covariate è stata infatti effettuata in modo da ridurre al minimo tale rischio, come evidenziato in Appendice.

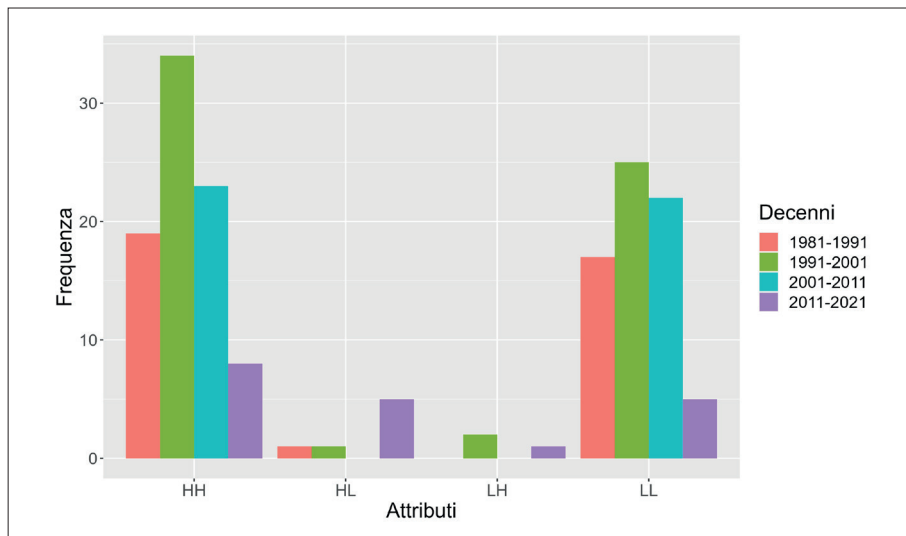
A garanzia della robustezza dei risultati, abbiamo inoltre effettuato ulteriori controlli per valutare la stabilità dei modelli stimati. In particolare, abbiamo verificato l'impatto dell'esclusione a campione delle variabili non significative, stimando nuovamente i modelli senza queste variabili. In tutti i casi, le variabili significative sono rimaste tali, confermando la solidità delle relazioni individuate.

Approfondiremo, quindi, l'implicazione di queste variabili sulla fecondità completando il quadro emerso finora.

Le tabelle 1a e 1b riassumono i risultati di tutte le regressioni stimate: OLS, SAR e SEM con la relativa diagnostica spaziale dei residui OLS. In questo caso, abbiamo deciso di eliminare il periodo complessivo in quanto non risponde alla natura di questa parte di analisi. Pretendere, infatti, che un dato registrato al 1981 sia significativo di una *performance* quarantennale, appare troppo forzato e privo di credibilità. In questa parte finale dell'analisi, quindi, abbiamo preferito focalizzarci solo sui singoli decenni.

Per prima cosa va evidenziato come in tutti i decenni tranne uno (il 2001-2011) il metodo decisionale di Anselin (2005) – vedi Appendice – suggerisce sempre il modello SAR come preferibile (colonne evidenziate in grigio) a quello OLS. Questo significa che in tre casi su quattro, le nostre analisi tradizionali OLS avrebbero

Fig. 4. *Andamento per decenni dei casi HH, HL, LH e LL nelle stime dell'indice I_i di Moran Locale (frequenze provinciali assolute)*



Fonte: elaborazione degli autori su dati Istat.

stimato in modo distorto i coefficienti per via della presenza di fenomeni spaziali in atto ignorati.

Altro aspetto importante da rilevare è che, complessivamente e in media, le variabili più spesso statisticamente significative sono risultate essere (33) voti favorevoli all'abrogazione della legge sul divorzio, (26) metri quadrati per occupante nelle abitazioni occupate e (29) incidenza di giovani fuori dal mercato del lavoro e dalla formazione.

Si osserva anche come il modello scelto tende ad essere meno esplicativo col variare del tempo. Questo si evince da due circostanze. In primo luogo, il *condition number* per la multicollinearità tende ad aumentare nel tempo, pur rimanendo su valori più che accettabili (anche in questo caso vedi Appendice). Inoltre, nel decennio 2001-2011 abbiamo una situazione anomala in cui la diagnostica sui residui è significativa per l'indice I di Moran ma non per gli LM, né per quelli relativi agli errori né per quelli relativi ai ritardi. Questa anomalia tende ad evidenziare una potenziale cattiva specificazione del modello; ciò potrebbe significare che alcune nuove variabili potrebbero dover essere inserite rispetto al passato, per via di mutazioni dei comportamenti sociali sottostanti. Tuttavia, in questa sede abbiamo preferito tenere il *set* di covariate immutato al fine di agevolare il confronto fra periodi differenti. Ad ogni modo, il risultato evidenzia come negli ultimi anni possano essere entrati in gioco fenomeni che le variabili in nostro possesso non riescono a catturare completamente¹⁰.

Ancora, si può notare come in tutti i casi il passaggio da un modello aspatiale

(OLS) ad uno spaziale (SAR o SEM) porti sempre ad un beneficio in termini di AIC (*Akaike Information Criterion*), il che indica che i modelli spaziali forniscono un miglior adattamento dei dati e una maggiore efficienza informativa rispetto ai modelli aspatiali, migliorando così la qualità dell'analisi e la fiducia nei risultati inferenziali.

Possiamo apprezzare come in tutti i casi i modelli spaziali aggiungono (eliminano) significatività rispetto al modello OLS. Variabili non significative nei modelli OLS risultano significative nei modelli SAR-SEM o viceversa; oppure, a parità di significatività, il considerare la spazialità porta a mutamenti della *magnitudine* dei coefficienti che, dato il contestuale miglioramento nell'AIC, significa una stima più precisa.

Tab. 1a. *Diagnostica spaziale dei residui del modello OLS per ogni decennio in esame*

		1981-1991		1991-2001		2001-2011		2011-2021	
condition number		6,016		7,084		9,186		11,616	
		value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value
	Moran's I (error)	0,264	< 0,001	0,170	< 0,001	0,094	0,015	0,143	0,002
	Lagrange								
LAG	Multiplier (LM)	21,013	< 0,001	13,865	< 0,001	3,098	0,078	4,466	0,035
	Robust LM	9,683	0,002	10,641	0,001	1,614	0,204	0,961	0,327
	Lagrange								
ERROR	Multiplier (LM)	12,626	< 0,001	5,216	0,022	1,617	0,203	3,689	0,055
	Robust LM	1,296	0,255	1,991	0,158	0,133	0,715	0,184	0,668

Nota: I valori in grassetto-corsivo indicano significatività statistica almeno al 5%.

Ancora, i) in tutti i casi i coefficienti relativi alle componenti spaziali dei modelli (ρ e λ) risultano statisticamente significativi e ii) confermiamo anche in questo caso la forza maggiormente esplicativa del modello relativo al 1991-2001 in cui otteniamo anche il valore più basso dell'AIC¹¹ rispetto ai casi ad esso confrontabili in termini di coerente diagnostica spaziale dei residui.

In conclusione, inserire aspetti spaziali nel nostro contesto ha sempre portato ad un beneficio e ad una migliore consapevolezza del fenomeno studiato.

6. Conclusioni

La fecondità in Italia è stata storicamente caratterizzata da grandi differenze territoriali, anche tra aree limitrofe. In questo lavoro ci siamo proposti di descrivere come e in che direzione queste si siano modificate nell'ultimo quarantennio (1981-2021), un periodo di grandi trasformazioni culturali e sociali, tendendo di individuare anche possibili aggregazioni e percorsi comuni a livello provinciale attraverso tecniche di analisi statistica spaziale. Questa analisi è stata possibile grazie ad una ricostruzione inedita dei tassi di fecondità totale delle province italiane.

Da un punto di vista generale, le nostre analisi hanno evidenziato come i processi spaziali abbiano avuto un'importanza cruciale soprattutto nei decenni centrali del periodo analizzato. Il decennio 1991-2001, in particolare, si distingue per una forte presenza di autocorrelazione spaziale, elemento che conferisce coerenza e

Tab. 1b. Risultati delle regressioni OLS, SAR e SEM per ogni decennio in esame

	1981-1991			1991-2001			2001-2011			2011-2021		
	OLS	SAR	SEM	OLS	SAR	SEM	OLS	SAR	SEM	OLS	SAR	SEM
AIC	204,59	184,14	187,36	145,99	134,16	142,00	134,38	133,24	134,63	258,83	253,33	255,45
rho/lambda		0,531	0,649		0,398	0,353		0,398	0,353		0,337	0,377
(Intercept)	0,000	-0,006	-0,027	0,000	0,005	-0,001	0,000	0,005	-0,001	0,000	0,018	0,039
(5) Inc giov con istr univ	0,088	0,173	0,131	-0,077	-0,019	-0,079	-0,077	-0,019	-0,079	0,022	-0,026	0,025
(8) Inc sep e div	0,207	0,214	0,208	0,119	0,078	0,134	0,119	0,078	0,134	-0,110	-0,120	-0,209
(10) Inc fam num	-0,219	-0,055	-0,072	-0,200	-0,129	-0,135	-0,200	-0,129	-0,135	0,044	0,080	0,172
(12) Part mct del lav femm	0,098	-0,087	-0,109	-0,068	-0,035	-0,095	-0,068	-0,035	-0,095	-0,107	-0,045	-0,061
(33) fav ad abrog div	0,076	0,098	0,027	-0,178	-0,183	-0,267	-0,178	-0,183	-0,267	0,259	0,238	0,233
(15) Indice di vecchiaia	0,249	0,115	0,119	-0,115	-0,147	-0,151	-0,115	-0,147	-0,151	0,370	0,397	0,488
(24) Inc abit propr	-0,188	-0,050	0,004	-0,099	-0,043	-0,073	-0,099	-0,043	-0,073	0,013	0,018	0,002
(26) Mq per occup	0,177	-0,126	-0,136	0,201	0,167	0,235	0,201	0,167	0,235	-0,041	-0,027	-0,015
(29) Incidenza NEET	0,094	-0,044	-0,423	-0,515	-0,269	-0,466	-0,515	-0,269	-0,466	0,288	0,181	0,194

Nota: Le colonne evidenziate in grigio sono quelle relative al modello suggerito dallo *Spatial Regression decision process* (Anselin 2005, vedi Appendice). I valori in grassetto-corsivo indicano significatività statistica almeno al 5%. Tutte le regressioni sono stimate su dati standardizzati.

robustezza ai risultati emersi in tale specifico sottoperiodo. Si tratta di un decennio determinante, con il 1995 che rappresenta un punto di svolta: viene toccato il minimo storico del TFT, che riprende poi a crescere, sia per il recupero delle nascite rinviate dalle donne nate negli anni Sessanta sia per il contributo crescente delle donne straniere, fenomeni entrambi concentrati quasi esclusivamente nelle province del Centro-Nord (Caltabiano 2016).

È risultato evidente, inoltre, il persistente divario Nord-Sud, fenomeno saliente della geografia sociale ed economica italiana. Sebbene i dati suggeriscano una leggera rimonta del Sud, le variazioni sono troppo modeste per individuare un processo di avvicinamento e presagire una sostanziale riduzione delle disparità esistenti, anche nell'ultimo dei decenni presi in esame. Ciò sottolinea la complessità e la resistenza al cambiamento delle strutture socioeconomiche che caratterizzano il Mezzogiorno, che resta ancora oggi un mondo a parte rispetto al resto del paese (Livi Bacci 1980).

Abbiamo poi cercato di individuare i fattori (raggruppandoli in quattro ambiti: istruzione, secolarizzazione, contesto economico, livello di benessere) collegati alle differenze tra province e i mutamenti nel tempo del ruolo giocato da ciascuno di essi.

Le variabili che hanno mostrato di avere un legame più intenso e stabile nel tempo con i livelli di fecondità, tra tutte quelle esaminate, sono state i voti favorevoli all'abrogazione della legge sul divorzio al referendum del 1974 (misura legata al livello di secolarizzazione e ad un ambiente favorevole alla diffusione nuovi valori), i metri quadrati per occupante nelle abitazioni occupate (misura legata al livello di benessere, ma anche ai modelli familiari) e l'incidenza dei giovani fuori dal mercato del lavoro e dalla formazione (misura legata sia all'inclusione sociale ed economica dei giovani sia al contesto economico), che bene approssimano a nostro avviso una triplice dimensione: culturale, economica (e quindi anche di benessere) e inerente al capitale umano.

Questi risultati sottolineano come i livelli di fecondità possano essere influenzati non solo da condizioni economiche immediate ma anche da valori culturali profondamente radicati e dalla qualità del tessuto sociale in cui individui e coppie si trovano a vivere e a operare, fattori già emersi ad esempio nelle analisi di Livi Bacci (1980), e difficili da modificare anche nel lungo termine.

Tuttavia, nell'ultima parte del periodo osservato, e specialmente nel decennio 2011-2021 caratterizzato da una grave crisi economica e dalla fine della ripresa della fecondità iniziata nel 1995, abbiamo registrato una diminuzione della potenza esplicativa del nostro modello, probabilmente dovuta all'assenza di dati atti a catturare nella loro interezza i nuovi fattori che hanno perturbato i processi demografici preesistenti.

Ricordiamo, infine, che la scelta della scala geografica è di cruciale importanza nella ricerca sociodemografica, in quanto può significativamente influenzare la capacità di rilevare e interpretare le dinamiche di lungo termine dei fenomeni studiati. Nel nostro caso, l'utilizzo della scala provinciale, pur fornendo un'utile panoramica e permettendo l'identificazione di *macro* e *micro-trend* territoriali, potrebbe avere nascosto sfumature e particolarità presenti a un livello più granulare (Caltabiano *et al.* 2019). Riflettendo su tale aspetto, a nostro avviso si evince che una scala comu-

nale avrebbe potuto offrire una risoluzione maggiore, consentendoci di individuare e comprendere meglio i *pattern* locali di fecondità e i fattori sociali, economici e culturali collegati ad essi. In ambiti comunali, i fenomeni di autocorrelazione spaziale e le variazioni di fecondità potrebbero presentare caratteristiche distintive che una scala provinciale più ampia inevitabilmente omogeneizza. Tuttavia, vi è anche da tenere in considerazione la scarsa disponibilità di dati demografici, e più in generale di indicatori socioeconomici, a livello comunale, oltre alla piccola dimensione di molti comuni che può rendere problematica la robustezza delle analisi.

In conclusione, mentre il nostro studio ha fornito una mappatura dettagliata e una comprensione degli schemi di fecondità nelle province italiane, rimane chiaro che vi sono sfaccettature dei processi demografici che richiedono ulteriori indagini. In tal senso auspichiamo che futuri sforzi di ricerca proseguano nella direzione di ampliare l'investigazione tramite lo studio di effetti diretti e indiretti (*spillover*) e/o l'inclusione della componente relativa all'eterogeneità spaziale. Ancora, è possibile investigare il fenomeno anche tramite l'applicazione di altri modelli spaziali globali alternativi, come lo *Spatial Durbin Model* (Vitali, Billari 2017; Benassi *et al.* 2023; Benassi, Carella 2023), che offrono approcci alternativi di interazione spaziale. Tuttavia, le covariate presenti in questo lavoro offrono a nostro avviso un buon punto di partenza per un'identificazione preliminare delle interazioni sociali complesse e dei fenomeni emergenti che hanno influito sui livelli di fecondità in Italia nell'ultimo quarantennio.

¹ Segno visibile della graduale diffusione di nuove idee e comportamenti sono le importanti modifiche normative avvenute in Italia tra anni Settanta e Ottanta del XX secolo, come le leggi che hanno legalizzato divorzio e aborto (e i relativi referendum abrogativi respinti), rimosso il divieto alla pubblicità dei metodi contraccettivi, riformato il diritto di famiglia e abrogato gli articoli del codice penale su delitto d'onore e matrimonio riparatorio.

² La pubblicazione è avvenuta sull'*Annuario di Statistiche Demografiche* per il periodo 1955-1987, quindi sugli *Annuari Nascite e Decessi* per il 1988-1991, poi sui volumi intitolati *Nascite Caratteristiche Demografiche e Sociali* tra il 1992 e il 1996, e infine sulla banca dati *IstatData* del sito esploradati.istat.it dal 1999. Si ricordi tuttavia che fino al 1979 la distribuzione dei nati per classe di età della madre e provincia comprendeva anche i nati morti ed escludeva i nati illegittimi (cfr. Bonarini 2006).

³ Esiste anche una ricostruzione della popolazione per sesso, età e provincia per il decennio 1972-1981 effettuata da due studiosi romani (Capocaccia, Caselli 1990), che tuttavia, in questa prima analisi preferiamo non considerare.

⁴ Siamo consapevoli delle discrasie tra popolazione presente, a cui sono riferite le madri, e popolazione residente, a cui sono riferite le nascite, e tra popolazione media, utilizzata per tutti gli altri tassi, e popolazione censita, utilizzata per i tassi del 1981, differenze a cui occorre prestare attenzione nella lettura dei risultati, ma che crediamo non inficino in maniera significativa la bontà delle nostre analisi.

⁵ Per i dettagli si vedano Istat (2018) e la pagina di *Wikipedia* dedicata all'argomento: https://it.wikipedia.org/wiki/Istituzione_di_nuove_province_in_Sardegna.

⁶ La ricostruzione della popolazione provinciale femminile per sesso ed età a partire dai dati comunali si è resa necessaria in quanto la ricostruzione Istat per il periodo 1982-2001 segue i confini provinciali al 2001 mentre quella 2002-2018 segue i confini provinciali attuali.

⁷ Rimandiamo al sito *8milaCensus* per la documentazione relativa alle modalità di costruzione di ciascun indicatore.

⁸ Per il Censimento del 1991 la popolazione provinciale e comunale per sesso e singola età è stata resa disponibile soltanto nei *floppy disks* allegati ai singoli fascicoli e non pubblicata nei volumi cartacei.

⁹ Le mappe utilizzano un metodo di classificazione basato sui *natural breaks* (Jenks 1967) per identificare i gruppi di province con variazioni simili. Questo metodo si concentra sulla creazione di intervalli che raggruppano valori simili e massimizzano le differenze tra le categorie.

¹⁰ Per rispondere alla necessità di un'analisi più approfondita dei fattori emergenti nel decennio più recente (2011-2021), abbiamo stimato un ulteriore modello (i cui risultati dettagliati sono disponibili a richiesta), aggiungendo una covariata relativa alla mortalità infantile, utilizzata come proxy del livello di benessere e sviluppo locale, di cui essa è un indicatore. Infatti, la mortalità infantile in Italia, nonostante i valori molto bassi, presenta ancora oggi importanti differenze tra province e regioni lungo la direttrice Nord-Sud (Loghi 2024). Precedentemente significativo nei modelli spaziali (SAR e SEM) ma non nel modello OLS, l'indice di vecchiaia diventa significativo anche in quest'ultimo (e maggiormente significativo nei modelli SAR e SEM) quando la mortalità infantile viene inclusa. Questo risultato suggerisce che il livello di benessere e sviluppo della popolazione, come catturato dalla mortalità infantile, potrebbe interagire con il carico sociale ed economico della popolazione anziana, rafforzando il ruolo delle dinamiche di invecchiamento sulla discesa del TFT.

¹¹ Si noti che, trattandosi di dati standardizzati, i valori di AIC sono direttamente confrontabili fra i diversi periodi.

¹² Non presentiamo qui i passaggi dettagliati del processo di selezione delle covariate per evitare di sovraccaricare ulteriormente il lettore. Gli autori sono comunque disponibili a fornirne tutti i dettagli a richiesta.

Ringraziamenti

Gli autori ringraziano Federico Benassi e Alessandro Rosina per i commenti a versioni precedenti di questo lavoro. Un ringraziamento particolare alla dott.ssa Marzia Loghi dell'Istat per i dati provinciali sui nati morti e alla dott.ssa Costantina Bruno della Biblioteca di Scienze Statistiche dell'Università di Padova per i dati della popolazione provinciale per singola età al Censimento del 1991.

Riferimenti bibliografici

- A. Alin 2010, *Multicollinearity*, «Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics», 2, 370-374.
- A. Andreotti, E. Mingione, E. Polizzi 2012, *Local welfare systems: A challenge for social cohesion*, «Urban Study», 49, 1925-1940.
- L. Anselin 1995, *Local indicators of spatial association-LISA*, «Geographical Analysis», 27, 93-115.
- L. Anselin 1996, *The Moran Scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association*, in M. Fischer, H. Scholten, D. Unwin (a cura di), *Spatial analytical perspectives on GIS in environmental and socio-economic sciences*, Taylor and Francis, London, 111-125.
- L. Anselin 2005, *Exploring spatial data with GeoDa™: A workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science, UC Santa Barbara, Santa Barbara.
- L. Anselin, S.J. Rey 2014, *Modern spatial econometrics in practice*, GeoDa Press LLC, Chicago.
- M. Barbagli, G. Dalla Zuanna, F. Garelli 2010, *La sessualità degli italiani*, Il Mulino, Bologna.
- R. Basile, M. Durbán, R. Mínguez, J.M. Montero, J. Mur 2014, *Modeling regional economic dynamics: Spatial dependence, spatial heterogeneity and nonlinearities*, «Journal of Economic Dynamics and Control», 48, 229-245.
- A. M. Basu 2002, *Why education leads to lower fertility? A critical review of some of the possibilities*, «World Development», 30, 1779-1790.
- J. de Beer, I. Deerenberg 2007, *An explanatory model for projecting regional fertility differences in the Netherlands*, «Population Research and Policy Review», 26, 511-528.
- F. Benassi, A. Busetta, G. Gallo, M. Stranges 2021, *Local heterogeneities in population growth and decline. A spatial analysis for Italian municipalities*, in *50th edition of the Scientific Meeting of the Italian Statistical Society* (Pisa 21-25 Giugno 2021), Springer International Publishing, Cham, 297-314.

- F. Benassi, A. Busetta, G. Gallo, M. Stranges 2021, *Diseguaglianze tra territori*, in F.C. Billari, C. Tommasini (a cura di), *Rapporto sulla Popolazione. L'Italia e le sfide della demografia*, Il Mulino, Bologna, 135-162.
- F. Benassi, A. Busetta, G. Gallo, M. Stranges 2023, *Neighbourhood effects and determinants of population changes in Italy: A spatial perspective*, «Vienna Yearbook of Population Research», 21, 311-338.
- F. Benassi, M. Carella 2023, *Modelling geographical variations in fertility and population density of Italian and foreign populations at the local scale: a spatial Durbin approach for Italy (2002–2018)*, «Quality & Quantity», 57, 2147-2164
- F. Bonarini 2006, *Guida alle fonti statistiche socio-demografiche*, Cleup, Padova.
- F. Bonarini, F. Ongaro, F. Rossi 1994, *Riproduttività*, in M. Livi Bacci, G. Blangiardo, A. Golini (a cura di), *Demografia*, Fondazione Giovanni Agnelli, Torino, 281- 338.
- M. Breschi 2012, *Il singolare percorso della transizione demografica in Sardegna*, in M. Breschi (a cura di), *Dinamiche demografiche in Sardegna tra passato e futuro*, Forum, Udine, 13-32.
- M. Breschi, A. Fornasin, M. Manfredini 2013, *Patterns of reproductive behavior in transitional Italy. The rediscovery of the Italian fertility survey of 1961*, «Demographic Research», 29, 1227-1259.
- M. Breschi, M. Manfredini, S. Mazzoni, L. Pozzi 2009, *Fertility and sociocultural determinants at the beginning of demographic transition. Sardinia, 19th and 20th centuries*, in A. Fornasin, M. Manfredini (a cura di), *Fertility in Italy at the turn of the twentieth century*, Forum, Udine, 63-78.
- M. Breschi, L. Pozzi, R. Rettaroli 1994, *Analogie e differenze territoriali nella crescita della popolazione italiana, 1730-1911*, «Bollettino di Demografia Storica», 20, 41-94.
- C. Brunson, A.S. Fotheringham, M. Charlton 2002, *Geographically weighted summary statistics— a framework for localised exploratory data analysis*, «Computers, Environment and Urban Systems», 26, 501-524.
- P. Burillo, L. Salvati, S.A. Matthews, F. Benassi 2020, *Local-scale fertility variations in a low-fertility country: Evidence from Spain (2002–2017)*, «Canadian Studies in Population», 47, 279-295.
- M. Caltabiano 2008, *La chute de la fécondité touche-t-elle à sa fin dans les régions italiennes ? Les enseignements d'une approche longitudinale*, «Population», 63, 161-176.
- M. Caltabiano 2015, *Dal passato a oggi: un secolo di storia della fecondità in Italia*, in B. Coccia (a cura di), *Niente figli siamo italiani*, Editrice Apes, Roma, 33-72.
- M. Caltabiano 2016, *A turning point in Italian fertility*, «Journal of Population Research», 33, 379-397.
- M. Caltabiano, M. Castiglioni, A. Rosina 2009, *Lowest-low fertility: Signs of a recovery in Italy?*, «Demographic Research», 21, 681-718.
- M. Caltabiano, G. Dalla Zuanna 2015a, *The delayed fertility transition in north-east Italy*, «European Journal of Population», 31, 21-49.
- M. Caltabiano, G. Dalla Zuanna 2015b, *Fecondità, istruzione e classe sociale. Donne nate nel secolo 1861-1961 in Italia e nelle sue regioni*, Collana Materiali di Demografia Storica, Cleup, Padova.
- M. Caltabiano, E. Dreassi, E. Rocco, D. Vignoli 2019, *A subregional analysis of family change: The spatial diffusion of one-parent families across Italian municipalities, 1991-2011*, «Population, Space and Place», 25:e2237.
- M. Caltabiano, C. Munno, F. Scalone 2022, *Analfabetismo, condizione femminile e sopravvivenza infantile in Italia tra Ottocento e Novecento*, in L. Mocarelli, G. Ongaro (a cura di), *Condizioni di vita e disuguaglianze. Una prospettiva storico-demografica*, Forum, Udine, 127-140.
- M. Caltabiano, A. Rosina 2018, *The dejuvenation of Italian population*, «Journal of Modern Italian Studies», 23, 24-40.
- N. Campisi, H. Kulu, J. Mikolai, S. Klüsener, M. Myrskylä 2020, *Spatial variation in fertility across Europe: Patterns and determinants*, «Population, Space and Place», 26:e2308.
- R. Capocaccia, G. Caselli 1990, *Popolazione residente per età e sesso nelle province italiane. Anni 1972-1981*, Collana Fonti e strumenti n° 2, Università degli Studi di Roma La Sapienza, Dipartimento di Scienze Demografiche, Roma.
- M. Carradore 2014, *Regional welfare systems in Italy: A cluster analysis*, «Italian Sociological Review», 4, 287.
- M. Castiglioni, A. Vitali 2013, *The geography of secularization and reproductive behaviour. Continuity and change in a Catholic setting (North-Eastern Italy, 1946-2008)*, relazione presentata al convegno Giornate di Studio sulla Popolazione, X edizione, Bressanone 6-8 febbraio 2013.

- A.D. Cliff, J.K. Ord 1973, *Spatial autocorrelation*, Pion, London.
- A.D. Cliff, J.K. Ord 1981, *Spatial processes: models and applications*, Pion, London.
- A. J. Coale, S. C. Watkins 1986, *The decline of fertility in Europe*, Princeton University Press, Princeton.
- D. Del Boca, A. Rosina 2010, *Figli e lavoro: due regioni, due storie diverse*. Pubblicato online su Lavoce.info, disponibile presso <https://lavoce.info/archives/26122/figli-e-lavoro-due-regioni-due-storie-diverse/>
- L. Del Panta 1996, *Dalla metà del Settecento ai nostri giorni* in L. Del Panta, M. Livi Bacci, G. Pinto, E. Sonnino (a cura di), *La popolazione italiana dal Medioevo a oggi*, Laterza, Bari, 131-212.
- P. Di Giulio, A. Rosina 2007, *Intergenerational family ties and the diffusion of cohabitation in Italy*, «Demographic Research», 16, 441-468.
- M. Esposito 2017, *Evidenze microanalitiche della transizione demografica in Campania: uno studio sul censimento del 1961*, «Popolazione e Storia», 18, 11-23.
- J.R. Goldstein, M. Kreyenfeld 2011, *Has East Germany overtaken West Germany? Recent trends in order-specific fertility*, «Population and Development Review», 37, 453-472.
- A.B. Golgher, P.R. Voss 2016, *How to interpret the coefficients of spatial models: Spillovers, direct and indirect effects*, «Spatial Demography», 4, 175-205.
- D. Griffith 2003, *Gaining understanding through theory and scientific visualization. Spatial autocorrelation and spatial filtering*, Springer, Berlin.
- K. Hank 2001, *Regional fertility differences in western Germany: an overview of the literature and recent descriptive findings*, «International Journal of Population Geography», 7, 243-257.
- J.M. Hoem, M. Kreyenfeld 2006, *Anticipatory analysis and its alternatives in life-course research. Part 1: The role of education in the study of first childbearing*, «Demographic Research», 15, 461-484.
- J.M. Hoem, M. Kreyenfeld 2006, *Anticipatory analysis and its alternatives in life-course research. Part 2: Two interacting processes*, «Demographic Research», 15, 485-498.
- Istat 1988, *Statistiche Demografiche*, volume 32, tomo 2, parte 1, Istat, Roma.
- Istat 1989, *Statistiche Demografiche*, volume 33/34, tomo 2, parte 1, Istat, Roma.
- Istat 1992, *Statistiche Demografiche*, volume 35/36, tomo 2, parte 1, Istat, Roma.
- Istat 1996, *Ricostruzione della popolazione residente per età e sesso nelle province italiane: anni 1982-1991*, Collana Informazioni, 17, Istituto nazionale di statistica, Istituto superiore di sanità, Sistema statistico nazionale, Roma.
- Istat 2006, *L'indagine campionaria sulle nascite: obiettivi, metodologia e organizzazione*, Collana Metodi e Norme, 28, Istat, Roma.
- Istat 2018, *Struttura e dinamica delle unità amministrative territoriali italiane dall'unificazione del Regno al 2017*, Collana Annali di statistica, Anno 147, Serie XIII, Vol. 1, Istat, Roma.
- Istat 2024a, *Previsioni della popolazione residente e delle famiglie con base 1/1/2023*, Collana Statistiche Report, Istat, Roma.
- Istat 2024b, *8milaCensus*, Sistema di indicatori in serie storica, disponibile presso <https://ottomilacensus.istat.it/>
- Istat 2024c, *Health for All – Italia*, Sistema informativo territoriale su sanità e salute, disponibile presso <https://www.istat.it/sistema-informativo-6/health-for-all-italia/>
- G.F. Jenks 1967, *The data model concept in statistical mapping*, «International Yearbook of Cartography», 7, 186-190.
- S. Kalogirou 2018, *Spatial data analysis in practice: applications with R*. Rapporto interno inedito.
- H. Kato 2018, *The analysis on disparities of fertility rate of Japanese municipalities*, «Public Policy Review», 14, 1-24.
- J.H. Kim 2019, *Multicollinearity and misleading statistical results*, «Korean Journal of Anesthesiology», 72, 558-569.
- H.-P. Kohler, F.C. Billari, J.A. Ortega 2002, *The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s*, «Population and Development Review», 28, 641-680.
- S. Klüsener, B. Perelli-Harris, N. Sánchez Gassen 2013, *Spatial aspects of the rise of nonmarital fertility across Europe since 1960: The role of states and regions in shaping patterns of change*, «European Journal of Population», 29, 137-165.
- J. LeSage, R.K. Pace 2009, *Introduction to spatial econometrics*, Chapman and Hall/CRC, London.
- R. Lesthaeghe 2014, *The second demographic transition: A concise overview of its development*, «Proceedings of the National Academy of Sciences», 111, 18112-18115.

- R. Lesthaeghe, L. Neidert 2006, *The second demographic transition in the United States: Exception or textbook example?*, «Population and Development Review», 32, 669-698.
- R. Lesthaeghe, L. Neidert 2009, *US presidential elections and the spatial pattern of the American second demographic transition*, «Population and Development Review», 35, 391-400.
- R. Lesthaeghe, K. Neels 2002, *From the first to the second demographic transition: An interpretation of the spatial continuity of demographic innovation in France, Belgium and Switzerland*, «European Journal of Population», 18, 325-360.
- M. Livi Bacci 1980, *Donna, fecondità, figli: due secoli di storia demografica italiana*, Il Mulino, Bologna.
- M. Livi Bacci, M. Breschi 1990, *Italian fertility: an historical account*, «Journal of Family History», 15, 385-408.
- M. Loghi 2024, *Mortalità infantile e neonatale*, in A. Solipaca, W. Ricciardi (a cura di), *Rapporto Osservasalute 2023. Stato di salute e qualità dell'assistenza nelle regioni italiane*, Università Cattolica del Sacro Cuore, Roma.
- P.A. Moran 1948, *The interpretation of statistical maps*, «Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological)», 10, 243-251.
- P.A. Moran 1950, *Notes on continuous stochastic phenomena*, «Biometrika», 37, 17-23.
- M. Myrskylä, H.-P. Kohler, F.C. Billari 2009, *Advances in development reverse fertility declines*, «Nature», 460, 741-743.
- C. Reynaud, S. Miccoli, F. Benassi, A. Naccarato, L. Salvati 2020, *Unravelling a demographic 'Mosaic': Spatial patterns and contextual factors of depopulation in Italian Municipalities, 1981–2011*, «Ecological Indicators», 115, 106356
- A. Rosina 2007, *La nuova geografia della demografia italiana*. Pubblicato su Neodemos.info il 2 marzo 2007, disponibile presso <https://www.neodemos.info/2007/03/02/la-nuova-geografia-della-demografia-italiana/>
- A. Rosina, M. Caltabiano 2019, *Il declino delle nascite si può fermare*. Pubblicato online su Neodemos.info, disponibile presso <https://www.neodemos.info/2019/01/08/il-declino-delle-nascite-si-puo-fermare>
- A. Rosina, R. Impicciatore 2022, *Storia demografica d'Italia. Crescita, crisi e sfide*, Carocci, Roma.
- L. Salvati, F. Benassi, S. Miccoli, H. Rabiei-Dastjerdi, S.A. Matthews 2020, *Spatial variability of total fertility rate and crude birth rate in a low-fertility country: Patterns and trends in regional and local scale heterogeneity across Italy, 2002–2018*, «Applied Geography», 124, 102321
- A. Santini 2008, *Fecondità e nuzialità in Italia nel quadro della transizione*, in C. Ge Rondi, M. Manfredini, R. Rettaroli (a cura di), *Transizioni di fecondità in Italia tra Ottocento e Novecento*, Forum, Udine, 21-77.
- E. Sonnino 1996, *L'età moderna (secoli XVI-XVIII)* in L. Del Panta, M. Livi Bacci, G. Pinto, E. Sonnino (a cura di), *La popolazione italiana dal Medioevo a oggi*, Laterza, Bari, 73-130.
- W.R. Tobler 1970, *A computer movie simulating urban growth in the Detroit region*, «Economic geography», 46(sup1), 234-240.
- J. Van Bavel, D.S. Reher 2013, *The baby boom and its causes: What we know and what we need to know*, «Population and Development Review», 39, 257-288.
- D. Vignoli, A. Minello, G. Bazzani, C. Matera, C. Rapallini 2022, *Narratives of the future affect fertility: Evidence from a laboratory experiment*, «European Journal of Population», 38, 93-124.
- A. Vitali, F.C. Billari 2017, *Changing determinants of low fertility and diffusion: A spatial analysis for Italy*, «Population, Space and Places», 23, e1998.
- B. Zaidi, S.P. Morgan 2017, *The second demographic transition theory: A review and appraisal*, «Annual Review of Sociology», 43, 473-492.

Appendice

In questa appendice presentiamo una descrizione completa e formale delle metodologie adottate nel nostro studio, fornendo dettagli tecnici utili per i lettori interessati agli aspetti più specialistici.

Nell'esplorare la dinamica del *TFT* nelle province italiane dal 1981 al 2021 siamo, in particolare, interessati alle variazioni medie annuali del *TFT* a livello provinciale, che rappresenterà la nostra variabile di interesse in tutte le analisi effettuate.

L'obiettivo primario è duplice: da un lato, intendiamo analizzare la presenza di autocorrelazione spaziale nella variazione media annua del *TFT* e, dall'altro, indagare le possibili relazioni, spaziali e non, tra tale grandezza (che diventerà la nostra variabile dipendente) e diverse covariate socioeconomiche.

Sia $Y_i^{(t_0, t_n)}$ la variazione annua media della provincia i osservata fra il tempo t_0 e il tempo t_n (t_0, t_1, \dots, t_n), calcolata nel seguente modo:

$$Y_i^{(t_0, t_n)} = \frac{\sum_{t=t_0+1}^{t_n} (TFT_i^{(t)} - TFT_i^{(t-1)})}{t_n - t_0} \quad (1)$$

dove $TFT_i^{(t)}$ rappresenta il Tasso di Fecondità Totale della provincia i nel generico tempo t . In questa notazione, dunque, il pedice rappresenta la i -esima provincia di corrispondenza del dato mentre l'apice il tempo (o l'intervallo di tempo) in cui la variabile è misurata.

Data la natura dei dati a disposizione, abbiamo optato per un'analisi sull'intero periodo a disposizione (1981-2021) accompagnata da analisi separate per decennio (1981-1991, 1991-2001, 2001-2011, 2011-2021). Questa scelta metodologica deriva dal fatto che, di contro alla nostra variabile dipendente, definita nella formula (1), abbiamo tutta una serie di covariate che sono misurate con cadenza decennale. In questo modo, lavorare per decenni ci permetterà di allineare le variazioni medie annuali del *TFT* ai valori delle covariate misurati all'inizio di ogni decennio (si noti che siamo interessati alle variazioni medie annue del *TFT*, pertanto si tratta di 10 variazioni annue, di cui poi calcoliamo la media. Per fare ciò si ha bisogno di 11 anni di osservazione. Questo è il senso del termine 'decennale' che utilizziamo in questo lavoro), evitando così problemi di analisi anticipatoria (Hoem, Kreyenfeld 2006a; 2006b). In altre parole, questo approccio previene l'errata attribuzione di variazioni del *TFT* a fattori che sono stati misurati in momenti successivi. Di fatto, andremo a chiederci se una determinata situazione di partenza, fotografata dalle covariate misurate al tempo t_0 , sia connessa ed in che modo con la *performance* decennale in termini di variazione del *TFT* (come, ad esempio, in Benassi *et al.* 2021).

Come precisato nel testo principale, questo lavoro è guidato dalla consapevolezza che i fenomeni demografici, come i livelli di fecondità, non solo evolvono nel tempo ma sono anche profondamente influenzati dalle dinamiche spaziali e che, omettendo tale dimensione, si potrebbe incorrere in risultati distorti. Sostanzialmente, si tratta di utilizzare lo spazio non come variabile di classificazione ma come dimensione di analisi e, quindi, di interpretazione dei fenomeni/processi.

L'idea che rappresenta la pietra miliare di ogni analisi spaziale è infatti che "*everything is related to everything else, but near things are more related than distant things*" (Tobler 1970), la cosiddetta prima legge della geografia. Questa legge costituisce la base dei concetti di dipendenza e autocorrelazione spaziale.

In generale, nel contesto di un'analisi spaziale si può essere alla ricerca dell'esistenza di dipendenza spaziale e/o eterogeneità spaziale (Basile *et al.* 2014). La dipendenza spaziale riflette una situazione in cui i valori osservati in un luogo o in una regione (nel nostro caso una provincia) dipendono dai valori delle osservazioni in luoghi vicini (LeSage, Pace 2009). L'eterogeneità spaziale, invece, indica la mancanza di stabilità spaziale delle relazioni oggetto di studio; in presenza di

eterogeneità spaziale, infatti, le forme funzionali e i parametri variano nello spazio e non sono omogenei in tutto il set di dati (Brunsdon *et al.* 2002). In questo lavoro ci siamo concentrati solo sulla dipendenza spaziale, rimandando a sue future estensioni gli aspetti legati all'eterogeneità.

Nel nostro *framework* metodologico, pertanto, si è cercato di intercettare eventuali processi spaziali e fenomeni geografici all'opera associando ad ogni vettore di variabili misurate i) la localizzazione spaziale delle osservazioni e ii) la contiguità fra le stesse; ciò che consiste, in sostanza, in un'analisi spaziale (Kalogirou 2018).

Per realizzare ciò, è fondamentale l'uso della cosiddetta matrice dei pesi spaziali, che indicheremo con \mathbf{W} , come da notazione standard. La matrice dei pesi spaziali è un elemento cruciale in analisi come la nostra, poiché permette di quantificare e gestire le relazioni spaziali tra le unità di osservazione. In pratica, questa matrice definisce il "peso" o l'importanza che ciascuna osservazione ha rispetto alle altre, in base alla loro prossimità spaziale o ad altri criteri di vicinanza. Nel nostro caso, i pesi saranno determinati attraverso il criterio della contiguità di primo grado (ossia, una provincia contigua ad una provincia contigua ad i , non sarà considerata a sua volta contigua ad i).

\mathbf{W} , quindi, è una matrice quadrata di dimensione N , dove N rappresenta il numero totale di osservazioni, ossia di province italiane al 1981 ($N = 95$). Ogni componente della matrice \mathbf{W} rappresenta una coppia di osservazioni. Tali elementi $w_{i,j}$ assumono il valore 1 quando le province i e j sono considerate vicine, e il valore 0 altrimenti. Per convenzione, un'osservazione non è considerata vicina a sé stessa, quindi gli elementi della diagonale principale $w_{i,i}$ sono sempre zero.

In generale, la definizione della fattispecie di condividere o meno un confine può variare; in questo lavoro abbiamo utilizzato quella più comune, la cosiddetta "queen" (dal gioco degli scacchi), secondo la quale i confini condivisi fra le province sono da intendersi in tutte le direzioni possibili, sfruttando sia i bordi dei poligoni che i loro vertici (proprio come le possibili mosse di una regina a scacchi). Come da prassi consolidata, \mathbf{W} è stata standardizzata per riga, ossia sono stati regolati i pesi in ogni riga in modo che la loro somma sia uguale a uno, garantendo così che ogni osservazione abbia lo stesso peso totale nei calcoli spaziali.

Abbiamo utilizzato, quindi, la nostra \mathbf{W} per rispondere agli obiettivi di ricerca introdotti nel paragrafo 1.

Per rispondere ai primi due obiettivi ci siamo chiesti: *la variazione annuale media del TFT provinciale è affetta da autocorrelazione spaziale?* Sarà così possibile verificare se esistono dei percorsi comuni tra le province e se queste si sono avvicinate tra loro nel tempo.

In generale, l'autocorrelazione spaziale misura la correlazione tra i valori di una variabile con sé stessa, data una certa metrica di vicinato, rivelando come misure simili tendano a raggrupparsi (autocorrelazione positiva) o a respingersi (autocorrelazione negativa). Essa consente di evidenziare se (globale) e dove (locale) la distribuzione spaziale di una data variabile, definita una certa metrica di vicinato, segue una distribuzione aleatoria o no (in tal caso siamo in presenza di *clustering*: positivo o negativo). Contrasta con l'ipotesi di indipendenza delle osservazioni utilizzata nelle statistiche classiche, introducendo la nozione di dipendenza spaziale tra i dati (Griffith 2003).

Per rispondere a questa domanda, abbiamo calcolato l'indice I di Moran univariato, prima globale e poi locale.

L'indice I di Moran univariato globale (d'ora in poi genericamente indice I di Moran) è una misura di autocorrelazione spaziale che verifica se c'è una dipendenza spaziale nei dati. Valori vicini a 1 indicano una forte autocorrelazione positiva, valori vicini a -1 indicano una forte autocorrelazione negativa, e valori vicini a 0 indicano assenza di autocorrelazione spaziale.

Esso, indicato genericamente con la notazione I , è calcolato come di seguito:

$$I = \frac{N}{W} \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^N z_i^2}. \quad (2)$$

Per semplicità e per non appesantire inutilmente la notazione, si tenga presente che d'ora in avanti, anche quando non specificatamente indicato, ogni misurazione di I e Y nonché delle sue

relative componenti, è associata ad uno specifico decennio/periodo (per intenderci, è come se $I = I^{(t_0, t_n)}$ e $Y_i = Y_i^{(t_0, t_n)}$). Nella formula (2) (Moran 1948; 1950; Cliff, Ord 1973; 1981; Kalogirou 2018), oltre alle grandezze già definite in precedenza si ha che $z_i = Y_i - \bar{Y}$. Di fatto, si tratta di una covarianza spaziale fra province contigue, riproporzionata per le deviazioni dalla media di tutte le province italiane e moltiplicata per un fattore di scala.

Se l'indice I di Moran è statisticamente significativo, ciò suggerisce l'esistenza di autocorrelazione spaziale (ovvero che la distribuzione della variabile nello spazio, data una metrica di vicinato definita, non è casuale), se $I > 0$ l'autocorrelazione spaziale è positiva, se $I < 0$ è negativa.

Si noti come l'indice I di Moran così calcolato è un valore medio fra tutte le autocorrelazioni presenti nello spazio (in altre parole, è un valore globale); esso, infatti, non ha nessun pedice in quanto non rappresenta una singola provincia ma tutte le province globalmente. Ciò significa che, anche in presenza di un indice I di Moran globalmente significativo, possono comunque esistere delle zone nello spazio in cui tale autocorrelazione non è presente (o è invertita) ed è utile capire dove ciò avviene, se avviene.

Per questo scopo, Anselin (1995) ha proposto una decomposizione spaziale dell'indice I di Moran nota come Indice di Moran Univariato Locale, che fa parte della famiglia di indicatori chiamati LISA (*Local Indicators of Spatial Association*), che indichiamo con I_i (si noti come in questo caso ci sia il pedice, in quanto esisterà un indice per ogni provincia), così definita:

$$I_i = \frac{N}{\sum_{i=1}^N z_i^2} z_i \sum_{j=1}^k w_{i,j} z_j, j \neq i, \quad (3)$$

dove k rappresenta il numero di province contigue a i . Specularmente a quanto visto per l'indice globale, si tratta di calcolare l'influenza locale del vicinato su ogni provincia; in altre parole, l'indice I_i di Moran Locale va a catturare quanto la deviazione dalla media di ogni provincia deriva da quelle del vicinato.

L'interpretazione di I_i è la stessa di I ma senza una scala fissa. Con I_i , tuttavia, abbiamo una visione locale del fenomeno e possiamo essere in grado di mappare l'autocorrelazione, ove presente, nello spazio (identificando *cluster* spaziali). La combinazione dei due indici, soprattutto attraverso la loro rappresentazione grafica (cfr. paragrafo 5) fornisce un'idea chiara della presenza (o meno) dell'autocorrelazione spaziale della nostra variabile di interesse e delle sue dinamiche.

Per raggiungere il terzo obiettivo di ricerca, invece, ci siamo chiesti: *esiste un'associazione fra la Y ed alcune covariate e tale associazione può migliorare o cambiare se vengono considerate anche le relazioni spaziali sottostanti al modello?* È stato così possibile verificare se esistono dei fattori socioeconomici correlati ai percorsi delle province.

Si ricorda che Y rappresenta la variazione media annua del TFT a livello provinciale, la nostra variabile dipendente principale, che quindi intendiamo mettere in relazione con una serie di covariate socioeconomiche tramite l'uso, appunto, di modelli di regressione.

Nel far ciò abbiamo seguito il seguente processo logico. È stato stimato inizialmente un modello OLS, formalmente:

$$Y_i = \alpha + \sum_{c=1}^m \beta_c X_{i,c} + \varepsilon_i \quad (4)$$

dove β_c è il coefficiente relativo alla covariata X_c (per un totale di m covariate) e ε_i rappresenta i residui del modello (si ricordi che in precedenza abbiamo definito Y_i come relativa ad un generico periodo (t_0, t_n) e, specularmente, $X_{i,c}$ è misurata in t_0).

Al netto dell'interpretazione preliminare della relazione fra le variabili in gioco, ci siamo focalizzati inizialmente sulla componente ε_i del modello, effettuando la cosiddetta diagnostica spaziale dei residui. In particolare, siamo interessati al moltiplicatore lagrangiano (LM = *Lagrange*

Multiplier) relativo sia agli errori sia ai *lag*. Si tratta di test statistici utilizzati per rilevare la presenza di autocorrelazione spaziale nei residui di un modello di regressione. Il moltiplicatore di Lagrange per gli errori (*LM-Error*) verifica se esiste un *pattern* di autocorrelazione negli errori che potrebbe suggerire un modello di errore spaziale (SEM – *Spatial Error Model*), mentre il moltiplicatore di Lagrange per i *lag* (*LM-Lag*) controlla l'opportunità di incorporare una variabile dipendente ritardata spazialmente, suggerendo un modello di ritardo spaziale (SAR – *Spatial Autoregressive Model*). Entrambi i test, quindi, sono fondamentali per decidere se le relazioni spaziali dovrebbero essere integrate nel modello (e, se sì, in che modo) per migliorare la precisione e l'affidabilità della stima della relazione fra la Y e le nostre X (Anselin 2005). A cornice e completamento di questi test, abbiamo calcolato anche l'indice I di Moran (globale) sui residui del modello (4), come da prassi consolidata. Quando applicato ai residui, un indice I di Moran statisticamente significativo indica che essi non sono distribuiti in maniera casuale nello spazio, ma piuttosto che esiste una certa forma di *pattern* spaziale sistemico. Questo ci serve per verificare la coerenza generale nella diagnostica fra i vari test.

Pertanto, una volta stimato il modello (4) ed effettuata la diagnostica spaziale dei residui, abbiamo stimato i due seguenti ulteriori modelli (sia per scopo di semplicità e intuitività dell'esposizione $ols = \alpha + \sum_{c=1}^m \beta_c X_{i,c} + \epsilon_i$).

SAR – *Spatial Autoregressive Model*

$$Y_i = ols + \rho WY_i \quad (5)$$

SEM – *Spatial Error Model*

$$Y_i = ols + \lambda Wu. \quad (6)$$

In questo modo, i coefficienti β_c vengono stimati controllando per le relazioni spaziali di vicinato esistenti nella variabile dipendente (SAR) e negli errori della stima (SEM).

I modelli SAR e SEM rappresentano due approcci differenti per includere la dipendenza spaziale nei modelli di regressione (Golgher, Voss 2016; Benassi *et al.* 2023). Il modello SAR incorpora la dipendenza spaziale nella variabile dipendente stessa. La caratteristica distintiva di questo modello è il termine autoregressivo spaziale ρWY_i , dove ρ è il coefficiente di autocorrelazione spaziale. Esso trasmette informazioni sulla componente di autocorrelazione di Y con sé stessa, riflettendo l'idea, se statisticamente significativo, che aree geograficamente vicine tendono a essere simili (o dissimili, a seconda del segno) per via della contiguità. D'altra parte, nel SEM la dipendenza spaziale non è presente nella variabile dipendente osservata, ma piuttosto nei termini di errore u , come indicato dal termine λWu nella formula (6). λ , quindi, rappresenta la correlazione degli errori. Questo modello assume che gli errori tra le osservazioni siano correlati spazialmente; per esempio, potrebbe essere che gli *shock* non osservati o le omissioni nella modellazione si propagano in uno spazio geografico.

La scelta tra SAR e SEM dipende dalla natura della dipendenza spaziale presente nei dati. Se c'è motivo di credere che il valore osservato di una variabile in una località sia influenzato dai valori della stessa variabile nelle località vicine, allora il SAR è appropriato. Se, invece, è più probabile che ci siano errori di misurazione o *shock* non osservati che si diffondono attraverso lo spazio, allora il SEM potrebbe essere più adeguato. La diagnosi spaziale dei residui del modello OLS aiuta a identificare quale di questi due modelli è più appropriato per correggere le eventuali distorsioni spaziali presenti e produrre stime più precise dei coefficienti. In tal senso, al fine di rendere la scelta fra SAR e SEM figlia solo di motivi squisitamente tecnici, Anselin (2005) ha proposto un modello decisionale chiamato *Spatial Regression Decision Process*. Seguendo questa logica, se entrambe le diagnostiche LM non sono significative, si mantiene il modello OLS. Se una è significativa, si sceglie

il modello spaziale corrispondente: SEM se significativo *F*/*LM-Error*, SAR se significativo *F*/*LM-Lag*. Se entrambi i test sono significativi, si eseguono ulteriori test, cosiddetti LM robusti, per determinare il modello più appropriato. La parte successiva sarebbe, per flusso logico, quella di scomporre i coefficienti nelle componenti relativi ad effetti diretti e indiretti (Golgher e Voss 2016; Benassi *et al.* 2023). Tuttavia, questo va al di là degli scopi del presente lavoro.

Qui, seguendo l'approccio di Benassi *et al.* (2021), abbiamo comunque optato per stimare tutti e tre i modelli per tutti i periodi osservati, in modo da avere ben chiaro il confronto fra i diversi scenari, evidenziando comunque quale fra le tre opzioni sarebbe stata quella suggerita secondo il modello decisionale di Anselin (si veda il paragrafo 5).

A partire dal *plateau* iniziale di 36 covariate presentate nel paragrafo 3 abbiamo selezionato quelle che, pur rappresentando ognuna delle macro-tematiche sopra elencate, garantissero il rispetto di un determinato criterio di multicollinearità.

In particolare, abbiamo simulato diversi mix di covariate e, per ogni combinazione, abbiamo calcolato il cosiddetto *condition number for multicollinearity* (Kim 2019; Anselin, Rey 2014). Il *condition number* è un valore numerico che aiuta a valutare il grado di multicollinearità in un modello di regressione. Esso misura la sensibilità dei risultati della regressione: un *condition number* alto indica che piccole variazioni nei dati possono portare a grandi variazioni nei coefficienti stimati della regressione, un segnale potenziale di multicollinearità. Di fronte a un alto grado di multicollinearità, i coefficienti del modello di regressione possono diventare instabili e meno affidabili, il che rende difficile interpretare l'effetto di ciascuna covariata. Per mitigare questi rischi, abbiamo impostato una soglia prudenziale per il *condition number* di 10 (Alin 2010; Kim 2019). Scegliendo covariate tali che il *condition number* rimanga sotto questo valore, assicuriamo che il nostro modello sia robusto e che i risultati siano affidabili. Questa soglia è stata scelta per mantenere un equilibrio tra l'inclusione di un numero sufficiente di covariate per catturare le informazioni necessarie e l'evitare di sovradeterminare il modello. Inoltre, abbiamo evitato l'inserimento di variabili sostitutive, poiché queste avrebbero potuto introdurre correlazioni indesiderate con le covariate già selezionate, compromettendo il rigore dell'analisi. Tale approccio ci ha permesso di mantenere una struttura del modello coerente.

Siamo così addivenuti alla seguente lista di nove covariate¹²:

- (5) Incidenza di giovani con istruzione universitaria
- (8) Incidenza dei separati legalmente e dei divorziati
- (10) Incidenza delle famiglie numerose
- (12) Partecipazione femminile al mercato del lavoro
- (15) Indice di vecchiaia
- (24) Incidenza delle abitazioni in proprietà
- (26) Metri quadrati per occupante nelle abitazioni occupate
- (29) Incidenza di giovani fuori dal mercato del lavoro e dalla formazione
- (33) Voti favorevoli all'abrogazione della legge sul divorzio

Si ricorda, infine, che ognuna di queste covariate è misurata nei 4 t_0 dei decenni sottoesane, ossia 1981, 1991, 2001 e 2011.

Riassunto

L'evoluzione delle differenze territoriali nella fecondità in Italia: uno sguardo retrospettivo al quarantennio 1981-2021

In questo lavoro, grazie ad una ricostruzione di dati inedita, abbiamo potuto analizzare i Tassi di Fecondità Totale (TFT) italiani su scala provinciale nel periodo 1981-2021. Seguendo un approccio spaziale, (1) offriamo una panoramica dell'evoluzione temporale del TFT provinciale per decenni, (2) clusterizziamo spazialmente tale evoluzione attraverso un'analisi di autocorrelazione spaziale globale e locale e, infine, (3) mettiamo in relazione, tramite modelli *Ordinary Least Squares*, *Spatial Autoregressive*, e *Spatial Error Model*, le variazioni della fecondità con alcune covariate riferite a quattro ambiti socioeconomici (istruzione, secolarizzazione e valori, occupazione, benessere) misurate nell'anno di partenza di ogni decennio. I nostri risultati evidenziano come i processi spaziali abbiano avuto un'importanza cruciale soprattutto nei decenni centrali del periodo analizzato (in particolare 1991-2001). È risultato evidente, inoltre, il persistente divario Nord-Sud, fenomeno saliente della geografia sociale ed economica italiana. I risultati confermano infine come i livelli di fecondità possano essere influenzati non solo da condizioni economiche immediate ma anche da valori culturali profondamente radicati e difficili da modificare. Il nostro modello, tuttavia, perde forza esplicativa nel decennio più recente. Questo lavoro offre a nostro avviso un buon punto di partenza per un'identificazione preliminare delle interazioni sociali complesse e dei fenomeni emergenti che hanno influito sui livelli di fecondità in Italia nell'ultimo quarantennio, osservati attraverso le lenti di un'analisi spaziale di lungo periodo.

Summary

Changes in provincial differences in fertility in Italy in 1981-2021: a long-term perspective

In this paper, we present an analysis of Italian Total Fertility Rates (TFR) at the provincial level over the period 1981-2021, utilizing a novel data reconstruction. Adopting a spatial approach, this study: (1) offers a comprehensive examination of the temporal dynamics of provincial TFR across four decades, (2) categorizes these temporal evolutions using both global and local spatial autocorrelation analyses to identify spatial clusters, and (3) utilizes Ordinary Least Squares, Spatial Autoregressive and Spatial Error models to correlate the fertility trends with selected covariates. These covariates represent four socio-economic dimensions – education, secularization and values, employment, economic well-being – measured at the onset of each decade. Our findings elucidate the central role of spatial dynamics, particularly during the central decades (1991-2001) of the investigated period. The persistent North-South divide, a prominent feature of Italy's social and economic landscape, manifested itself distinctly, with the spatial micro-clusters undergoing transformations across the period. Moreover, the analysis corroborates the notion that fertility rates are shaped not solely by immediate economic determinants but also by entrenched cultural norms, which are not easy to modify. Finally, the explanatory capacity of our model shows a decline in the last decade. This study may serve as a first step towards a better understanding of the intricate social interactions and novel phenomena influencing Italy's fertility trends over the last forty years, rendered through a long-term spatial analytical lens.

Parole chiave

Fecondità; Italia; Analisi spaziale; Spatial-clustering; Influenza culturale.

Keywords

Fertility; Italy; Spatial analysis; Spatial-clustering; Cultural influence.