

istat working papers

N.2
2024

L'impatto dell'espansione dei servizi educativi per la prima infanzia sull'andamento della natalità in Italia

*The effect of the increasing supply of early
childhood education services on birth trends in Italy*

*Giulia Milan, Viviana Celli, Emmanuele Pavolini, Stefani Scherer, Pietro Bracaglia,
Pierina De Salvo, Valeria Qualiano, Roberta Crialesi*

istat working papers

N.2
2024

L'impatto dell'espansione dei servizi educativi per la prima infanzia sull'andamento della natalità in Italia

*The effect of the increasing supply of early
childhood education services on birth trends in Italy*

*Giulia Milan, Viviana Celli, Emmanuele Pavolini, Stefani Scherer, Pietro Bracaglia,
Pierina De Salvo, Valeria Qualiano, Roberta Crialesi*

Comitato Scientifico

Presidente:

Gian Carlo Blangiardo

Componenti:

Corrado Bonifazi	Vittoria Buratta	Ray Chambers	Francesco Maria Chelli
Daniela Cocchi	Giovanni Corrao	Sandro Cruciani	Luca De Benedictis
Gustavo De Santis	Luigi Fabbris	Piero Demetrio Falorsi	Patrizia Farina
Maurizio Franzini	Saverio Gazzelloni	Giorgia Giovannetti	Maurizio Lenzerini
Vincenzo Lo Moro	Stefano Menghinello	Roberto Monducci	Gian Paolo Oneto
Roberta Pace	Alessandra Petrucci	Monica Pratesi	Michele Raitano
Giovanna Ranalli	Aldo Rosano	Laura Terzera	Li-Chun Zhang

Comitato di redazione

Coordinatrice:

Nadia Mignolli

Componenti:

Ciro Baldi	Federico Benassi	Giancarlo Bruno	Tania Cappadozzi
Anna Maria Cecchini	Annalisa Cicerchia	Patrizia Collesi	Roberto Colotti
Stefano Costa	Valeria De Martino	Roberta De Santis	Alessandro Faramondi
Francesca Ferrante	Maria Teresa Fiocca	Romina Fraboni	Luisa Franconi
Antonella Guarneri	Anita Guelfi	Fabio Lipizzi	Filippo Moauro
Filippo Oropallo	Laura Peci	Federica Pintaldi	Maria Rosaria Prisco
Francesca Scambia	Mauro Scanu	Isabella Siciliani	Francesca Tiero
Angelica Tudini	Francesca Vannucchi	Claudio Vicarelli	Anna Villa

Supporto alla cura editoriale:

Manuela Marrone

Istat Working Papers

L'impatto dell'espansione dei servizi educativi per la prima infanzia sull'andamento della natalità in Italia

(The effect of the increasing supply of early childhood education services of birth trends in Italy)

N. 2/2024

ISBN 978-88-458-2161-5

© 2024

Istituto nazionale di statistica

Via Cesare Balbo, 16 – Roma

Salvo diversa indicazione, tutti i contenuti pubblicati sono soggetti alla licenza

Creative Commons - Attribuzione - versione 4.0.

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.it>

È dunque possibile riprodurre, distribuire, trasmettere e adattare liberamente dati e analisi dell'Istituto nazionale di statistica, anche a scopi commerciali,



a condizione che venga citata la fonte.

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

L'impatto dell'espansione dei servizi educativi per la prima infanzia sull'andamento della natalità in Italia

(The effect of the increasing supply of early childhood education services on birth trends in Italy)

Giulia Milan¹, Viviana Celli², Emmanuele Pavolini³, Stefani Scherer⁴, Pietro Bracaglia¹, Pierina De Salvo¹, Valeria Qualiano¹, Roberta Crialesi¹

Sommario

Questo lavoro indaga l'effetto dell'espansione dell'offerta di nidi e degli altri servizi educativi per la prima infanzia sull'andamento delle nascite in Italia. Gli studi internazionali offrono risultati non univoci su tale effetto. Grazie all'utilizzo di un'analisi controfattuale, si è studiato l'impatto dei cambiamenti osservati a livello comunale nell'offerta di servizi educativi per l'infanzia sulle nascite. Le analisi mostrano che un incremento sostanziale della disponibilità di servizi per la prima infanzia ha un effetto positivo e statisticamente significativo sull'andamento delle nascite, confermando l'ipotesi che una decisa espansione dell'offerta permetta di rimuovere uno degli ostacoli alla realizzazione dei progetti riproduttivi delle coppie, contribuendo così a contrastare il calo delle nascite.

Parole chiave: *nidi, servizi educativi prima infanzia, natalità, politiche per le famiglie con figli, metodo controfattuale, stimatore di differenza nella differenza.*

Abstract

This work investigates the effect of the increasing supply of early childhood education services on birth rates in Italy. International studies provide mixed results on this effect. Using a counterfactual framework, we study the causal effect of variations in the supply of early childhood education services on births at the municipal level. The analyses show that a substantial increase in the availability of these services has a positive and statistically significant effect on birth rates, confirming the hypothesis that the increasing supply of early childhood services helps to slow down the birth decline, by removing one of the constraints to the realisation of couples' reproductive plans.

Keywords: *fertility, Early Childhood Education and Care (ECEC), births, family policies, counterfactual method, Difference-in-Differences Technique.*

1 Giulia Milan (milan@istat.it); Pietro Bracaglia (bracagli@istat.it); Pierina De Salvo (desalvo@istat.it); Valeria Qualiano (valeria.qualiano@istat.it); Roberta Crialesi (crialesi@istat.it), Istituto Nazionale di Statistica - Istat.

2 Viviana Celli (viviana.celli@uniroma1.it), Sapienza Università di Roma.

3 Emmanuele Pavolini (emmanuele.pavolini@unimi.it), Università degli Studi di Milano.

4 Stefani Scherer (stefani.scherer@unitn.it), Università di Trento.

I punti di vista espressi sono quelli degli autori e non riflettono necessariamente le opinioni ufficiali dell'Istituto Nazionale di Statistica - Istat.

Gli autori ringraziano i revisori anonimi (almeno due per ogni lavoro, coinvolti su base volontaria e gratuita, con un approccio di tipo double-anonymised) per i loro commenti e suggerimenti, che hanno migliorato la qualità di questo Istat working papers N. 2/2024.

Indice

	Pag.
1. Introduzione	8
2. Risultati delle ricerche sul rapporto tra servizi educativi e fecondità	11
3. Disponibilità di servizi per la prima infanzia in Italia	14
4. Ipotesi di ricerca e strategia analitica	16
5. Dati e metodo	18
6. Risultati	22
7. Conclusioni e implicazioni di <i>policy</i>	27
Appendice A1. Metodologia e assunzioni	29
Appendice A2. Bilanciamento nelle covariate	31
Appendice A3. Analisi supplementari sulle donne residenti di 15-49 anni	32
Appendice A4. Analisi di sensitività	34
Appendice A5. Analisi descrittive dei comuni trattati	36
Riferimenti bibliografici	39

1. Introduzione

La fecondità particolarmente bassa rappresenta una preoccupazione in tutte le società cosiddette avanzate. In particolare, in Italia il numero medio di figli per donna, in calo ormai da molti anni, è tra i più bassi dell'Unione europea (1,24 nel 2022). Nel tempo, oltre alla riduzione della natalità per motivi legati alle scelte riproduttive delle coppie, assistiamo a un declino più strutturale, legato anche all'invecchiamento della popolazione (Mencarini e Vignoli 2018). Il numero di donne in età riproduttiva, infatti, e la loro quota sul totale della popolazione decrescono regolarmente ormai da diversi anni, dando luogo alla cosiddetta "trappola demografica".

Le ragioni di questo declino difficilmente possono essere attribuite a singoli fattori, ma sono invece il complesso risultato di una molteplicità di cause di ordine sociale ed economico. Tra queste vanno ricordate le difficoltà incontrate dai giovani a inserirsi stabilmente nel mercato del lavoro e a rendersi indipendenti dalla famiglia di origine, la limitata efficacia delle politiche per le famiglie con figli, l'elevato costo delle case e altri fattori che contribuiscono a ritardare l'età media delle donne al primo figlio e, in alcuni casi, a rinunciare completamente alla genitorialità.

Le conseguenze di tali fenomeni sono evidenti in termini di invecchiamento della popolazione e squilibri generazionali.

Dato questo quadro, i decisori pubblici si trovano di fronte alla sfida di come intervenire per invertire tale tendenza e aumentare la fecondità o perlomeno rallentare il declino della natalità (Scherer *et al.* 2024). Per rispondere a tale quesito occorre innanzitutto tenere presente che esiste un chiaro squilibrio tra il desiderio di avere figli e il numero di figli effettivamente realizzati. Varie ricerche, incluse quelle che considerano il caso italiano, dimostrano, infatti, come gli individui dichiarano di desiderare più figli (di solito circa 2) di quanti ne realizzino effettivamente (Beaujouan e Berghammer 2019). Da ciò derivano alcune riflessioni. Il livello basso e molto basso di fecondità non è semplicemente una scelta esplicita da parte delle coppie giovani. All'opposto, tale fenomeno è in buona parte collegabile all'esistenza di barriere strutturali alle nascite che possono essere (almeno parzialmente) rimosse tramite politiche pubbliche appropriate.

Una delle leve fondamentali per favorire la realizzazione della fecondità desiderata è permettere un'adeguata conciliazione tra lavoro e compiti di cura familiari, tema particolarmente delicato per le donne, ma sempre più anche per gli uomini. La scarsità dei servizi educativi e di supporto alle famiglie con figli, soprattutto nei primi tre anni di vita dei bambini, può rappresentare un forte disincentivo o addirittura un ostacolo di natura organizzativa alla decisione di programmare la prima o le successive gravidanze. La letteratura scientifica internazionale, così come il dibattito sociale e politico nazionale, riflettono da tempo sull'opportunità di rafforzare la diffusione e la disponibilità dei servizi educativi alla prima infanzia per i bambini di età inferiore ai tre anni (da qui in poi definiti come servizi educativi), quale strumento importante, sia per favorire tale conciliazione da parte dei genitori, sia come modalità pedagogica di cui possono beneficiare i bambini stessi (Schmutz 2024).

L'offerta di nidi nel nostro Paese è stata storicamente caratterizzata da una forte frammentazione e carenza strutturale, soprattutto nelle regioni meridionali e nei Comuni di minori dimensioni (Istat anni vari). La difficoltà dell'accesso ai servizi educativi per i

bambini sotto i tre anni può rappresentare un impedimento nella già difficile costruzione del percorso lavorativo e professionale delle donne. Attualmente, i servizi comunali o convenzionati con i Comuni, laddove esistenti, privilegiando l'accesso dei bambini con entrambi i genitori lavoratori (Milan *et al.* 2023), contribuendo così ad alimentare il circolo vizioso che vede la nascita del primo figlio necessariamente subordinata all'ottenimento di un lavoro stabile, che presuppone a sua volta un lungo percorso formativo e di ricerca. In ottica comparata, l'Italia si colloca nelle ultime posizioni in Europa occidentale per l'accesso al nido dei bambini sotto i tre anni – il cosiddetto *Early Childhood Education and Care* (ECEC), a fronte di una tradizione consolidata di universalismo e diffusione di scuole dell'infanzia per i bambini al di sopra di tale soglia di età. In particolare, secondo Eurostat, l'Italia ha un tasso di frequenza ECEC medio-basso, intorno al 28 per cento se si escludono gli anticipatori e si considerano i soli servizi educativi specifici per i bambini sotto i tre anni (Istat 2023).

Nella letteratura internazionale vi è solo una parziale convergenza nel ritenere che l'offerta di servizi educativi e di cura per la prima infanzia possa avere un effetto positivo sulla natalità (Sobotka *et al.* 2019; Bergsvik *et al.* 2021; Scherer *et al.* 2023). Questioni metodologiche e di misurazione del fenomeno spiegano la presenza di risultati non sempre univoci. Allo stesso tempo, quanto forte sia effettivamente tale effetto, quali forme prenda e a quali condizioni si verifichi rimangono questioni aperte. Rispondere a queste domande assume un senso anche più pregnante nel caso italiano, in cui gli studi dedicati al tema sono numericamente limitati e, allo stesso tempo, cercare risposte efficaci di politica pubblica alla bassa natalità appare una priorità non più rinunciabile per alimentare e rilanciare lo sviluppo socioeconomico del Paese nel medio e lungo periodo.

Il presente lavoro nasce a seguito di due ordini di esigenze. Una più scientifica e volta a misurare se e come l'offerta di servizi educativi per la prima infanzia favorisca in qualche maniera la natalità o perlomeno contrasti il calo della stessa. Un'altra più di supporto alle riflessioni da parte dei decisori pubblici in merito a quali politiche di supporto alle famiglie con figli sviluppare, avendo coscienza del fatto che negli ultimi anni una serie di decisioni importanti sono state prese con il fine di rafforzare il sistema dei servizi di educazione e di cura della prima infanzia. Complessivamente, si è assistito a recenti cambiamenti nelle politiche familiari, compresa la volontà di aumentare l'offerta di servizi educativi: nell'ultimo decennio il Paese ha cercato di passare lentamente dal sostegno passivo al cosiddetto sostegno orientato a una strategia di "investimento sociale" (Billingsley *et al.* 2022; Korpi *et al.* 2013) per cercare di avere effetti benefici sulla fecondità. I 4,6 miliardi di euro dedicati dal Piano Nazionale di Ripresa e Resilienza (PNRR) alla costruzione e al rafforzamento dei servizi educativi per bambini in età prescolare, con una attenzione particolare alla fascia di età sotto i tre anni, rappresentano bene lo sforzo di ammodernare la struttura degli interventi in favore della prima infanzia. Coerentemente con gli obiettivi strategici del PNRR, di ridurre i divari territoriali nella disponibilità di servizi, l'importo pro-capite dei finanziamenti assegnati risulta maggiore negli Ambiti Territoriali sociali con livelli di copertura al di sotto del 25 per cento (Caldura *et al.* 2023). Visti i molteplici effetti positivi degli investimenti nei servizi per la prima infanzia, gli interventi stanziati rappresentano un'importante occasione per colmare le carenze del sistema educativo per i

più piccoli e per ridurre i differenziali di opportunità legati al luogo di nascita dei bambini e alle condizioni socioeconomiche delle famiglie (Milan *et al.* 2023).

Questo studio ha l'obiettivo di comprendere se effettivamente l'aumento dell'offerta di servizi di ECEC aiuta a contrastare il declino della natalità in un paese come l'Italia, caratterizzato da bassi livelli di fecondità (1,24 nel 2022, secondo l'Istat), da una limitata offerta di servizi ECEC e da politiche di sostegno alle famiglie basati principalmente sui trasferimenti sociali (Sebastianelli 2016).

Per raggiungere l'obiettivo, il contributo adotta un recente metodo controfattuale, innovativo in questo campo di ricerca, che permette di studiare gli effetti causali della variazione nel tempo della copertura dei servizi ECEC a livello comunale sul numero di nascite. Il metodo, basato sulla generalizzazione non parametrica dello stimatore di differenza nella differenza, è applicato su una base di dati dettagliati per tutti i circa 8.000 Comuni italiani dal 2013 al 2022. L'innovatività del metodo adottato e il livello di granularità dei dati costituiscono i principali punti di forza di questo studio.

2. Risultati delle ricerche sul rapporto tra servizi educativi e fecondità

Da un punto di vista teorico-deduttivo, gli studi economici e sociologici suggeriscono che vi sia una relazione positiva tra l'offerta di servizi educativi e la fecondità, ovvero il numero di figli per donna. La teoria economica sostiene che tali servizi, se offerti a prezzi accessibili per le famiglie, possono ridurre significativamente i costi diretti e indiretti associati alla crescita di un bambino e quindi influenzare la decisione di diventare genitori o di avere più figli (Becker 1965 e 1991). Questi servizi, inoltre, sono particolarmente importanti per favorire la conciliazione tra i ruoli genitoriali e lavorativi. Riducendo la necessità di assenze prolungate dal lavoro dopo la nascita di un figlio e prevenendo la perdita di salario, i servizi socioeducativi per l'infanzia diminuiscono i costi di opportunità legati alla crescita dei figli – soprattutto per le donne, limitando il deprezzamento delle competenze individuali che può influire negativamente sulle future opportunità di lavoro o sulla sicurezza del posto di lavoro (Doepke *et al.* 2022). Al di là delle considerazioni strettamente economiche, le motivazioni che conducono alla genitorialità coinvolgono preferenze e fattori ideativi, che non dipendono solo dalle opinioni individuali, ma anche dalle condizioni strutturali che influenzano la compatibilità tra il ruolo genitoriale e altri ruoli sociali (Lesthaeghe 2014; Pfau-Effinger 2004). Le teorie che enfatizzano il cambiamento dei ruoli di genere nelle decisioni sulla fecondità giungono a conclusioni simili, suggerendo che, quando le aspirazioni delle donne all'equità di genere sono in contrasto con il contesto culturale e istituzionale prevalente, il risultato può essere una bassa fecondità (Esping-Andersen e Billari 2015; Goldscheider *et al.* 2015; McDonald 2013). In questa ottica, i servizi educativi possono aiutare a consentire alle donne e agli uomini di assumere ruoli più equi all'interno delle loro famiglie e della società, contribuendo ad aumentare la fecondità (McDonald 2006 e 2013).

Rispetto a riflessioni teoriche e deduttive quali quelle appena riportate, gli studi empirici forniscono risultati più contrastanti. Anche se molti studi individuano associazioni positive tra offerta di servizi educativi e fecondità, tuttavia, alcune cautele sono necessarie nell'interpretare tali risultati. Nel complesso, come mostrato da Scherer, Pavolini e Brini nel 2023, nella loro revisione sistematica della letteratura sul tema, tre aspetti chiave caratterizzano l'attuale ricerca empirica sull'argomento. In primo luogo, i risultati rimangono parzialmente contrastanti. In secondo luogo, è difficile confrontare i risultati dei vari studi a causa dell'elevata eterogeneità dei metodi adottati e degli indicatori utilizzati per rendere operativi sia gli effetti sulla fecondità, sia il concetto di servizi educativi. In terzo luogo, gli effetti di tali servizi sulla natalità e sui comportamenti di maternità dipendono spesso dal contesto.

Molti studi non sono, pertanto, direttamente confrontabili tra loro. Spesso vengono definiti in maniera differente gli indicatori di misurazione della fecondità: ad esempio, alcune ricerche guardano alle intenzioni di avere figli e non al numero di figli effettivamente avuto, in altri casi si considera il tasso di natalità totale, mentre altri studi si concentrano sulla probabilità di avere il primo figlio o sulla probabilità di avere figli dopo il primo. Ugualmente, la principale variabile che misura la presenza di servizi educativi viene resa operativa in modi differenti: ad esempio, vi sono ricerche centrate attorno alla copertura di tutti i servizi per bambini in età prescolare; altre che invece si concentrano solo sui bambini sotto i tre anni di età; così come vi sono studi che

guardano ai tassi complessivi di copertura a livello provinciale o regionale, o all'accesso individuale dei genitori a tali servizi.

Tale eterogeneità nei metodi e nelle modalità di misurare i fenomeni qui studiati contribuisce a spiegare il perché anche gli studi su medesimi casi nazionali trovano talvolta risultati che vanno in direzioni differenti. Ad esempio, per il caso della Norvegia, che è attualmente il Paese con il maggior numero di studi empirici disponibili, Rindfuss *et al.* (2007 e 2010) hanno riscontrato un effetto positivo dei servizi educativi sia sul passaggio alla prima nascita sia sul numero di figli per ciascuna madre, ma questo effetto positivo è stato osservato principalmente per i servizi rivolti ai bambini di età compresa tra i 3 e i 6 anni, piuttosto che a quelli di età compresa tra 0 e 2 anni. Al contrario, Lappegård (2010) non ha riscontrato alcun effetto dei servizi educativi sul passaggio a una seconda nascita o a una nascita di ordine superiore tra le coppie a doppio reddito. In Svezia, se da un lato Andersson, Duvander e Hank (2004) non hanno riscontrato alcuna relazione significativa tra offerta regionale di servizi educativi (in termini di costo dei servizi, qualità, copertura) e la progressione verso la parità (secondo o terzo figlio); dall'altro Mörk, Sjögren e Svaleryd (2013) hanno evidenziato un impatto positivo complessivamente modesto. In Germania, Schuss e Azaouagh (2022) hanno riscontrato un forte effetto positivo dell'aumento dei servizi educativi sulla probabilità di transizione verso la prima nascita, ma non per la seconda, mentre Bauernschuster, Hener e Rainer (2016) hanno trovato che l'offerta di servizi educativi pubblici ha effetti trascurabili per le prime nascite, ma effetti più forti e positivi per le seconde e terze nascite.

Infine, non vi sono risultati empirici che indaghino se l'efficacia dell'aumento dei servizi educativi sulla natalità vari a seconda della rapidità con cui aumenta nel tempo l'offerta di servizi (se lentamente, in maniera incrementale, o rapidamente) oppure se esista una soglia oltre la quale ulteriori aumenti dell'offerta di servizi educativi perdono di efficacia. La letteratura recente che esamina l'impatto dei servizi educativi sull'occupazione femminile (delle madri) ha messo in luce come non esista una relazione lineare tra l'offerta di servizi educativi (e la sua crescita nel tempo) e la partecipazione femminile al mercato del lavoro. In particolare, l'impatto della crescita dell'offerta formale di servizi educativi è positivo solo nelle aree geografiche in cui la disponibilità di servizi è relativamente limitata (Ferragina 2020; Scherer e Pavolini 2023). Al di sopra di una certa soglia di copertura (la maggior parte degli studi pone tale soglia sopra al 40 per cento), l'impatto dell'ulteriore sviluppo dell'offerta di servizi educativi sulla partecipazione femminile al mercato del lavoro è debole o nullo a causa di un effetto di saturazione. L'interpretazione offerta per spiegare tale fenomeno è che, in presenza di tassi di occupazione delle madri già elevati e di un facile accesso ai servizi educativi pubblici, un ulteriore aumento dell'offerta di tali servizi non avrà effetto sulla loro partecipazione al mercato del lavoro.

La ricerca attualmente disponibile sulla relazione tra servizi educativi ed esiti in termini di natalità in Italia si basa su un numero limitato di studi. Questa letteratura incontra sfide simili a quelle della maggior parte degli studi in altri paesi: vengono indagati differenti esiti della fecondità; sono utilizzate differenti misure per valutare

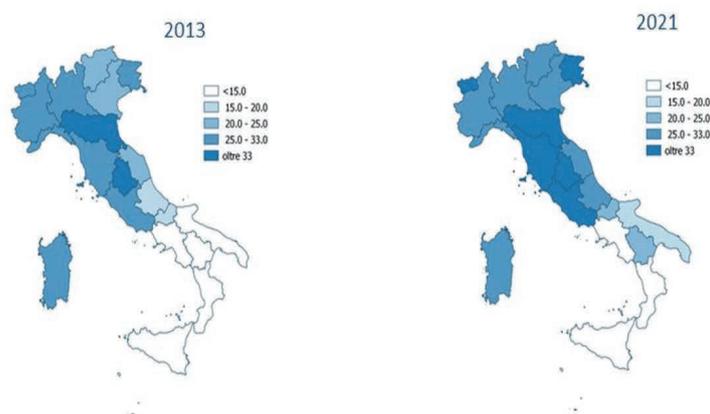
i servizi educativi; i risultati delle ricerche sono contrastanti. In particolare, Del Boca (2002) ha adottato un indicatore a livello regionale della disponibilità di servizi educativi e della sua variazione nel tempo, nello specifico, il tasso di copertura di tali servizi, per indagare il suo effetto sulla fecondità, riportando una modesta associazione positiva tra la disponibilità di servizi ed esiti in termini di nascite. L'analisi di Fiori (2011) si è focalizzata sulle intenzioni di avere un secondo figlio e sul tasso di copertura dei servizi educativi a livello regionale, non trovando alcun effetto significativo di tale offerta rispetto alle intenzioni di avere figli. Aassve *et al.* (2021) esaminano il ruolo della fiducia sociale sulla fecondità e documentano un effetto positivo dell'offerta di servizi educativi sul tasso di fecondità totale, utilizzando come indicatore di tale offerta la percentuale di comuni che offrono questo tipo di servizi in ogni provincia. Scherer, Pavolini e Brini (2023), utilizzando dati provenienti dalla Rilevazione sulle forze lavoro dell'Istat e le informazioni relative al tasso di copertura regionale dei servizi ECEC, trovano un limitato e circoscritto effetto positivo dell'aumento dell'offerta dei servizi educativi sulla decisione di diventare genitori.

3. Disponibilità di servizi per la prima infanzia in Italia

Mentre alcuni paesi europei – i paesi nordici insieme alla Francia, al Belgio e, più recentemente, alla Germania – garantiscono il diritto di accesso ai servizi educativi fino dalla prima infanzia (prima dei tre anni del bambino), la diffusione di asili nido (o, come definiti in tempi recenti, nidi di infanzia) per i bambini al di sotto dei tre anni rimane in Italia limitata (Istat 2023). La disponibilità di tali servizi, inoltre, presenta nel nostro Paese una diffusione territoriale molto eterogenea.

Nel complesso, esistono almeno due Italie per quanto riguarda i servizi educativi: il Centro-nord e il Sud (Albertini e Pavolini 2015) con una copertura quasi doppia al Centro-nord rispetto al Sud (Figura 3.1).

Figura 3.1 – Posti nei servizi educativi per la prima infanzia pubblici e privati per regione. Anni 2013 e 2021 (per 100 residenti di età 0-2 anni)



Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

Mentre i dati regionali riportati in Figura 3.1 offrono un quadro generale delle differenze territoriali, la Tavola 3.1 permette di apprezzare la forte eterogeneità nei tassi di copertura e nei cambiamenti che sono intervenuti nel corso del decennio passato a livello municipale. Ancora nel 2021, oltre la metà dei comuni italiani aveva una copertura inferiore al 10% (51,8% del totale dei comuni) e complessivamente oltre il 60% dei municipi si collocava sotto la soglia del 20%. All'opposto, solo poco meno di un quinto dei Comuni (18,8%) copriva almeno il 40% dei bambini. Complessivamente, si tratta di un quadro molto polarizzato con una netta prevalenza di realtà che hanno investito relativamente poco nell'offerta di nidi e altri servizi educativi alla prima infanzia (Istat, Università Ca' Foscari, MIPA 2022).

Tuttavia, la situazione è andata migliorando nel corso del tempo. Circa i due terzi dei Comuni (67,7%) avevano un tasso di copertura sotto il 20% nel 2014, mentre nel 2021 erano appunto circa il 60%, mentre quelli che avevano nel 2014 un tasso almeno pari al 40% erano l'11,8% e sono passati al 18,8% nel 2021.

Tavola 3.1 - Comuni italiani per classe del tasso di copertura dei servizi educativi alla prima infanzia pubblici e privati. Anni 2014, 2018 e 2021 (composizioni percentuali)

TASSO DI COPERTURA (a)	2014	2018	2021
<10%	56,1	51,1	51,8
10 20%	11,6	10,7	8,4
20 30%	12,7	12,2	11,6
30 40%	7,8	9,6	9,5
40 50%	4,9	5,8	7,0
50% e oltre	6,9	10,7	11,8
TOTALE	100,0	100,0	100,0

Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

(a) Il tasso di copertura dei servizi è pari ai posti nei nidi, nelle sezioni primavera e nei servizi integrativi per la prima infanzia pubblici e privati per 100 bambini residenti in età 0-2 anni.

4. Ipotesi di ricerca e strategia analitica

Il presente lavoro vuole indagare se un aumento nella disponibilità di servizi per la prima infanzia può avere l'effetto di contrastare il declino delle nascite e sotto quale condizione. Si ipotizza che la carenza di servizi educativi per la prima infanzia rappresenti un ostacolo alla realizzazione del numero di figli desiderato, contribuendo a creare un contesto di incertezza per le giovani coppie, non supportate adeguatamente dalle istituzioni e dalle strutture educative del territorio durante i primi anni di vita del bambino, quando le necessità di cura e il tema della conciliazione sono più pressanti.

Un incremento (sostanziale) nel tasso di copertura rappresenta quindi la rimozione di un ostacolo e può determinare una condizione di maggiore fiducia, da parte dei (potenziali) genitori, nel supporto da parte della comunità educante. Tale condizione può influire nelle scelte riproduttive delle coppie, allentando la pressione, di direzione contraria, provocata dall'incertezza delle opportunità educative e dalla più generale percezione di instabilità (economica, lavorativa e abitativa) che spesso caratterizza la vita dei giovani in Italia. Perché l'incremento dell'offerta di servizi possa avere un effetto positivo significativo, è necessario che vi sia una domanda insoddisfatta e che l'intensità dell'incremento sia tale da poter soddisfare almeno parzialmente tale domanda. Lo studio nasce dal presupposto che l'effetto dell'ampliamento dell'offerta di servizi sull'andamento delle nascite non sia misurabile con modelli di tipo lineare, basati sulla gradualità della relazione, ma piuttosto con metodi controfattuali, atti a misurare l'impatto di un cambiamento, solitamente generato da una determinata politica, sull'andamento di un fenomeno. Si è scelto quindi un approccio controfattuale, in grado di catturare anche eventuali non linearità nelle relazioni.

Occorre precisare che un effetto positivo dell'aumento dei servizi ECEC sulle nascite, nel contesto italiano e nel periodo considerato, non necessariamente si traduce in un incremento delle nascite, ma può piuttosto favorire un arresto o un contenimento del calo rispetto a quanto avverrebbe, presumibilmente, in assenza di tale aumento nella copertura dei servizi.

È importante anche sottolineare che il periodo osservato per l'analisi è interessato dalla pandemia da Covid-19, che ha comportato cambiamenti rilevanti sia nella frequenza del nido, sia nelle intenzioni e nei comportamenti riproduttivi (Luppi *et al.* 2023). Pertanto, l'effetto dell'implementazione di nuovi servizi o dell'ampliamento dei posti nei servizi esistenti sull'andamento delle nascite può risultare limitato a causa della pandemia e del conseguente cambiamento nelle condizioni sociali ed economiche. L'approccio controfattuale, tuttavia, consente di misurare tale effetto, seppur limitato, in maniera indipendente dal particolare contesto socioeconomico e sanitario. Infatti, l'alterazione delle condizioni di vita dovuta alla pandemia ha riguardato in maniera generalizzata tutti i comuni, sia che abbiano sperimentato o meno incrementi significativi dell'offerta di servizi. Pertanto, il confronto tra i comuni che hanno ampliato l'offerta di servizi e quelli che non l'hanno ampliata avviene a parità dei fattori ambientali e dei cambiamenti intercorsi nel periodo esaminato.

L'ampia eterogeneità presente sul territorio italiano, sia per quanto riguarda i livelli sia per gli andamenti dell'offerta nel periodo considerato, ci ha indotto a studiare l'effetto di un incremento di servizi in relazione a diverse situazioni di partenza, coprendo sia condizioni

di bassa copertura dei posti rispetto ai bambini residenti tra 0 e 2 anni, sia condizioni di maggiore disponibilità del servizio. All'inizio del periodo di osservazione – a metà circa del decennio passato – i due terzi dei comuni italiani avevano un basso livello di copertura (al di sotto del 20%), un altro 13% aveva un livello medio-basso (tra il 20% e il 30%), e i restanti facevano registrare valori medio-alti (pari o superiori al 30%) (Tavola 3.1).

La domanda in merito agli effetti dell'aumento dei servizi educativi sull'andamento della natalità è stata indagata rispetto a scenari differenti. Il primo scenario è quello di un aumento rilevante dell'offerta che consiste nel passaggio da tassi di copertura comunali bassi, ovvero inferiori al 20%, a tassi superiori al 30%. Tali incrementi si sono verificati in un numero consistente di comuni italiani nel periodo identificato per il trattamento. Tra questi comuni con basso livello di partenza, ulteriori distinzioni complementano l'analisi. Da un lato, lo studio si è rivolto ai comuni con copertura di partenza nulla o molto bassa (sotto il 10%), dall'altro a quelli con bassa copertura (tra il 10% e il 20%).

Un secondo insieme di analisi si concentra sugli effetti degli incrementi di posti in termini di natalità nei comuni che partono da livelli di copertura dei servizi medio-bassi o medio-alti e raggiungono livelli di copertura molto consistenti, ovvero del 50% e oltre. In tal modo possiamo investigare se, una volta raggiunto un livello di copertura non basso (tra il 20% e il 30% o tra il 30% e il 40%), la maggiore disponibilità dei servizi induca o meno nel tempo una maggiore domanda e pertanto si possa di nuovo realizzare la condizione, sia reale sia percepita, di offerta carente in relazione alla domanda. Anche in tale contesto, dunque, si è ipotizzato che le politiche di espansione dei servizi possano avere un effetto positivo sull'andamento delle nascite: un incremento significativo della copertura (oltre il 50%) può determinare un cambiamento nella percezione dell'offerta da parte dei potenziali genitori, passando da una condizione di incertezza sulla possibilità di utilizzare il nido a una condizione di fiducia nella sua accessibilità a livello (quasi) universalistico.

Dall'altro lato, è importante anche verificare cosa succede nei comuni che hanno registrato un aumento dell'offerta dei servizi educativi relativamente contenuto, analizzando quelli che partendo da tassi di copertura inferiori al 20% hanno raggiunto nel periodo osservato tassi superiori al 20%, ma inferiori al 30%. Il tipo di analisi utilizzato in questo lavoro, tuttavia, non consente di evidenziare adeguatamente gli effetti dei cambiamenti di piccola entità.

5. Dati e metodo

L'analisi si basa sui dati dei circa 8.000 comuni italiani, per un arco temporale compreso tra il 2013 e il 2022. I dati sull'offerta di servizi educativi per la prima infanzia sono disponibili dall'Indagine sui nidi e servizi integrativi per la prima infanzia dell'Istat, che consente di disporre di basi di dati sul numero di posti a livello comunale a partire dal 2013. La variabile di risultato (*outcome variable*) è misurata come il numero di nuovi nati in ciascun comune per i vari anni (informazione tratta dalla banca dati dell'Istat *Demo. Demografia in cifre*, <https://demo.istat.it/>).

Per valutare l'impatto di un aumento dei servizi sull'andamento delle nascite si utilizza un approccio controfattuale, che consente di individuare l'esistenza di un legame causale tra l'intervento di un cambiamento (o shock esogeno), solitamente generato da una determinata politica, sull'andamento di un fenomeno. In questo caso il cambiamento studiato (trattamento) è l'espansione dell'offerta di servizi educativi e l'effetto indagato (*outcome*) è riferito all'andamento delle nascite negli anni successivi all'incremento di posti, nel confronto con le unità statistiche (comuni) che non hanno sperimentato tale cambiamento. Il metodo utilizzato consente di separare l'effetto del trattamento dai molteplici fattori, estranei all'intervento stesso, che influenzano comunque l'andamento delle nascite a livello comunale.

A questo scopo, il trattamento è definito come un cambiamento significativo della disponibilità nei servizi educativi per la prima infanzia da un anno al successivo. La disponibilità dei servizi è misurata come percentuale di posti nei nidi, nelle sezioni primavera⁵ e nei servizi integrativi per la prima infanzia pubblici e privati, rispetto alla popolazione residente in età tra 0 e 2 anni (tasso di copertura).

Dal punto di vista della tipologia di servizi, si è scelto di considerare il totale dei posti nei servizi educativi per la prima infanzia, inclusi i nidi in contesto domiciliare (che comprendono l'1,7% dei posti), i centri per bambini e genitori (1,2%) e gli spazi gioco (3,9%), perché tali servizi, seppure meno strutturati e meno idonei alla funzione di conciliazione degli impegni di cura e di lavoro, contribuiscono ad alleggerire la pressione dei carichi familiari, a garantire un supporto materiale e psicologico nella cura dei figli, a migliorare la qualità della vita e a sostenere la genitorialità.

Dal punto di vista della natura giuridica dei servizi, la variabile di trattamento (posti nei servizi per 100 bambini di 0-2 anni) include sia il settore pubblico, sia il settore privato. La scelta di considerare l'offerta complessiva è dovuta a diversi fattori: dal punto di vista concettuale, si è ritenuto di indagare l'effetto sulla natalità della disponibilità di servizi sul territorio, come elemento prioritario rispetto al costo degli stessi. Infatti, se da un lato i servizi del settore privato hanno costi decisamente più elevati rispetto al settore pubblico e l'accessibilità economica dei servizi educativi rappresenta un aspetto cruciale per il loro utilizzo e per le scelte delle famiglie (Saraceno 2021; Rosina 2021), è anche vero che negli anni più recenti in Italia il vincolo di natura economica è diventato meno stringente, grazie all'introduzione dei contributi statali (bonus asilo nido)⁶ e di vari interventi regionali e comunali di integrazioni

5 Le sezioni primavera sono state introdotte in via sperimentale con la Legge n. 296/2006, come servizio rivolto ai bambini dai 24 ai 36 mesi, inserito per lo più all'interno delle scuole di infanzia per potenziare l'offerta rivolta ai bambini sotto i 3 anni e favorire la continuità del percorso educativo.

6 Con la Legge di bilancio 2017 (n. 232/2016), dal 2017 è stato introdotto il contributo statale (bonus asilo nido) a parziale rimborso delle rette pagate per nidi, sezioni primavera e nidi in contesto domiciliare. La Legge di bilancio 2020 (n. 160/2019) ha elevato l'importo massimo erogabile con il contributo, da 1.500 a 3.000 euro annui in base all'Indicatore della Situazione Economica Equivalente (ISEE).

alle rette delle famiglie per l'utilizzo del nido o sovvenzioni ai servizi privati per calmierare le tariffe. In tale contesto, la carenza di posti sul territorio o la totale assenza di un'offerta, sia pubblica sia privata, può rappresentare la principale barriera all'accesso per le famiglie, ancora più vincolante dei costi elevati del servizio.

Dal punto di vista operativo, i dati disponibili consentono di disaggregare il tasso di copertura per natura giuridica dell'Ente titolare (pubblico o privato), ma non è possibile quantificare il numero di posti privati convenzionati con i Comuni. A causa del convenzionamento, di fatto, tutti o una parte dei posti di un nido privato possono essere equiparati, dal punto di vista delle tariffe, a quelli dei nidi comunali. Ai fini dell'analisi, dunque, si è scelto di considerare l'intera disponibilità di servizi attivi sul territorio.

Il trattamento è definito come variabile binaria, costruita sulla base delle variazioni annuali della copertura nel periodo 2015-2018. Nella prima analisi presentata, sono considerati come "trattati" i comuni che, in uno degli anni compresi in tale finestra temporale, sperimentano un passaggio nel tasso di copertura da valori inferiori al 20% dei residenti sotto i tre anni a valori superiori al 30%. Poiché il trattamento si può verificare in tempi diversi per i diversi comuni, all'interno della finestra temporale individuata (*staggered adoption*), è necessario utilizzare un metodo in grado di tenere conto di questa caratteristica. Usiamo quindi un recente e innovativo metodo econometrico sviluppato da Imai *et al.* (2021), basato sulla generalizzazione non parametrica dello stimatore *Difference-in-Differences* (DiD).

La questione cruciale da affrontare consiste nel fatto che i comuni che sperimentano effettivamente un aumento nell'offerta dei servizi – i cosiddetti comuni trattati – è probabile che differiscano in modo sistematico rispetto ai comuni non trattati. Per definire un controfattuale affidabile per i comuni trattati, si identificano quindi dei comuni di controllo, il più possibile simili su una serie di fattori cruciali, ma per i quali non si verifica l'aumento della copertura dei servizi alla prima infanzia, ovvero il trattamento. In questo processo di *matching* per selezionare i comuni non trattati sono usate le seguenti variabili a livello comunale (tutte di fonte Istat, con l'eccezione delle ultime due), per ciascun anno del periodo considerato nell'analisi: popolazione femminile media in età fertile (media tra l'inizio e la fine dell'anno del numero di donne residenti di 15-49 anni); popolazione residente media di 0-2 anni; numero di nati vivi; spesa pubblica dei comuni per i servizi socioeducativi per la prima infanzia; tasso di occupazione; indicatori economici, quali il reddito medio (Ministero dell'Economia e delle Finanze); prezzo delle case (Osservatorio del Mercato Immobiliare).

L'ammontare delle donne in età fertile è uno dei più importanti fattori da tenere sotto controllo per misurare gli effetti dell'incremento dei servizi per la prima infanzia sull'andamento delle nascite. Poiché la maggior parte delle nascite si concentrano nella fascia centrale dell'intervallo di età delle donne in età riproduttiva, le analisi possono essere alterate da eventuali difformità tra comuni trattati e comuni di controllo per quanto riguarda il peso della fascia 25-39 anni all'interno della popolazione femminile in età 15-49. Per tale motivo, le analisi sono state eseguite anche considerando come covariata il sottogruppo di donne di età 25-39 anni, ottenendo risultati del tutto simili. Nello studio, quindi, è stata utilizzata come variabile di *matching* il numero di donne residenti di 15-49 anni.

Il tasso di occupazione generale è stato scelto come indicatore sia della situazione economica dei comuni, sia delle esigenze di conciliazione degli impegni lavorativi e di cura. Tuttavia, sarebbe stato preferibile l'utilizzo del tasso di occupazione femminile, che purtroppo non è disponibile a livello comunale.

L'abbinamento tra i casi trattati e i comuni di controllo è stato eseguito all'interno delle regioni, ovvero tra comuni appartenenti alla stessa regione. In questo modo, ad esempio, per l'analisi sui comuni che avevano una bassa copertura (sotto il 20%) e che hanno compiuto un aumento significativo dell'offerta da un anno al successivo (passando a una copertura superiore al 30%), si è potuto contare su 264 comuni trattati tra il 2015 e il 2018, ai quali sono stati abbinati comuni di controllo con le stesse caratteristiche, tranne la variazione nell'offerta di servizi educativi.

Dal punto di vista delle variabili utilizzate per il *matching*, dovendo operare un bilanciamento tra similitudine dei comuni trattati e non trattati, e disponibilità di un numero sufficiente di comuni di controllo all'interno della stessa regione, sono state selezionate solo le principali caratteristiche dei comuni connesse con l'andamento della variabile di *outcome*. Il grado di urbanizzazione, ad esempio, non è stato inserito tra le covariate per evitare di ridurre eccessivamente le possibilità di abbinamento intraregionale. Tuttavia, come si evince dalle analisi descrittive illustrate in Appendice, l'abbinamento tra comuni basato sulle caratteristiche demografiche ed economiche considerate ha garantito un alto grado di omogeneità dei gruppi di comuni entrati nelle analisi dal punto di vista del grado di urbanizzazione.

Il metodo proposto ha diversi vantaggi: i) le assunzioni su cui si basa sono meno stringenti rispetto ai metodi più comunemente utilizzati, come i modelli a effetti fissi (*Two-Way Fixed Effects* - TWFE), i modelli dinamici, i metodi di *matching* e gli stimatori DiD (Imai *et al.* 2021); ii) rispetto ai modelli appena citati, lo stimatore utilizzato è consistente anche in presenza di poche unità trattate; iii) rispetto a stimatori recentemente proposti in letteratura (ad esempio, gli stimatori DiD con multipli periodi proposti da de Chaisemartin e D'Haultfoeuille 2020, e Callaway e Sant'Anna 2021), quello utilizzato testa in modo esplicito per le differenze nei *trend* pretrattamento tra controlli e trattati per tutte le covariate utilizzate nell'analisi, oltre che per la variabile di *outcome*; iv) non si basa su assunzioni parametriche.

Il punto iii) è particolarmente rilevante nel contesto dello studio qui presentato, poiché il metodo adottato consente di tenere sotto controllo eventuali difformità tra i comuni trattati e quelli non trattati, non solo negli andamenti delle covariate nel periodo precedente al trattamento, ma anche nei livelli e negli andamenti della variabile di *outcome* (numero di nati vivi). Questo aspetto ci consente di tenere sotto controllo un eventuale effetto inverso della relazione tra aumento delle nascite e aumento dell'offerta di servizi, che può comportare una sovrastima dell'effetto diretto.

Infatti, teoricamente, un aumento della variabile di *outcome* (nascite) nel periodo precedente al trattamento può causare un ampliamento dell'offerta dei servizi di entità tale da determinare le condizioni definite per il trattamento stesso (aumento consistente dei posti nei servizi). In tal caso, l'effetto sulle nascite misurato dopo il trattamento può essere, in realtà, il proseguimento dell'incremento delle nascite già in atto precedentemente. Il bilanciamento della variabile di *outcome* negli anni precedenti al periodo del trattamento ($t-2$ e $t-1$) consente quindi di escludere tale possibilità.

Un passaggio fondamentale in questa procedura sviluppata appositamente per dati longitudinali è la scelta del numero di periodi post trattamento (F) su cui si vuole produrre l'analisi e il numero di periodi pretrattamento (L) per cui è necessario controllare. Tale scelta deve tenere conto del *trade-off* tra distorsione e varianza: se da un lato l'aumento nel valore di F e L aumenta la credibilità delle assunzioni, dall'altro riduce l'efficienza delle stime riducendo il numero dei potenziali accoppiamenti tra trattati e non trattati nella procedura di *matching*. Nel nostro caso l'analisi controlla per due periodi (anni) pretrattamento e guarda all'impatto fino a quattro anni dopo il trattamento.

Si rimanda all'Appendice per ulteriori dettagli.

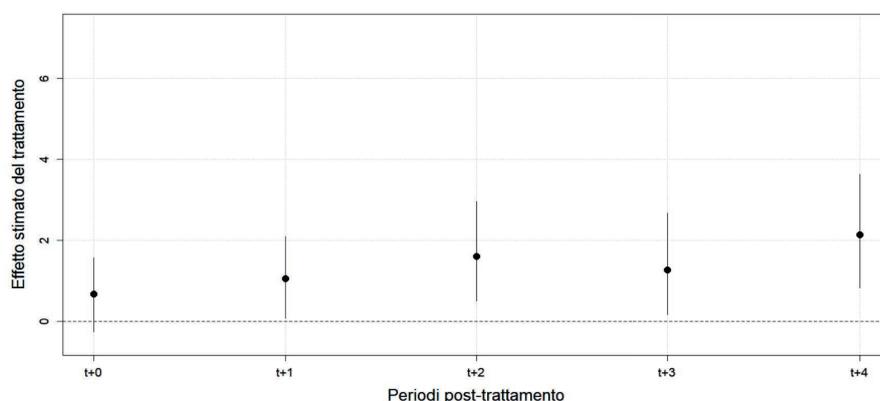
6. Risultati

Effetto di un aumento consistente nella copertura di servizi educativi per l'infanzia nei comuni con bassa copertura

I risultati ottenuti mostrano che i comuni che tra il 2015 e il 2018 hanno sperimentato il passaggio da livelli di scarsa diffusione dei servizi (copertura inferiore al 20%) a livelli considerati medi o medio-alti nel contesto internazionale (copertura maggiore o uguale al 30%) hanno avuto mediamente un maggiore numero di nascite nei quattro anni successivi al trattamento rispetto ai controlli, ovvero rispetto ai comuni a essi abbinati. A parità di altre condizioni, tra cui il numero medio annuo di donne residenti di 15-49 anni, l'aumento nella diffusione dei servizi educativi risulta quindi aver dato luogo a una discontinuità nelle serie storiche delle nascite. L'effetto, pur non fortissimo, risulta statisticamente significativo e di segno positivo in tutto l'arco di osservazione ($t+1 - t+4$), con maggiore intensità a 4 anni dal periodo del trattamento ($t+4$): rispetto ai Comuni non trattati, in ciascun Comune trattato si stimano mediamente 2,1 nascite in più, che non sarebbero state osservate in assenza dell'ampliamento dei servizi (Figura 6.1). Si tenga presente che i 264 Comuni trattati sono tendenzialmente di piccole dimensioni (Figura A5.1 in Appendice). Infatti, solo il 18,6% di questi comuni ha più di 5.000 abitanti (contro il 30% per il totale dei Comuni italiani), inoltre non sono incluse in questa analisi le città o zone altamente popolate (che in generale rappresentano il 3,2% dei comuni). Si tratta per il 71,1% di Comuni classificati come zone rurali e per il rimanente 28,9% di piccole città o sobborghi. Prima del trattamento il numero medio di nascite nei comuni trattati era 25 (2014), dunque l'incremento medio stimato (2,14 nascite al tempo $t+4$) non è di entità assolutamente trascurabile (corrisponde all'8,6%).

È importante precisare che questa percentuale è stata calcolata per avere un parametro di riferimento, ovvero un ordine di grandezza della stima, ma non rappresenta esattamente l'incremento percentuale stimato. Quest'ultimo, infatti, è calcolato sulla base della differenza media delle nascite nei Comuni trattati rispetto ai Comuni di controllo, mentre il confronto qui riportato è fatto rispetto a quanto si è verificato prima del trattamento (lo stesso vale per i casi illustrati successivamente).

Figura 6.1 – Effetto dell'incremento della copertura, da livelli inferiori al 20% a livelli superiori o uguali al 30%, sul numero di nati vivi (valori assoluti)



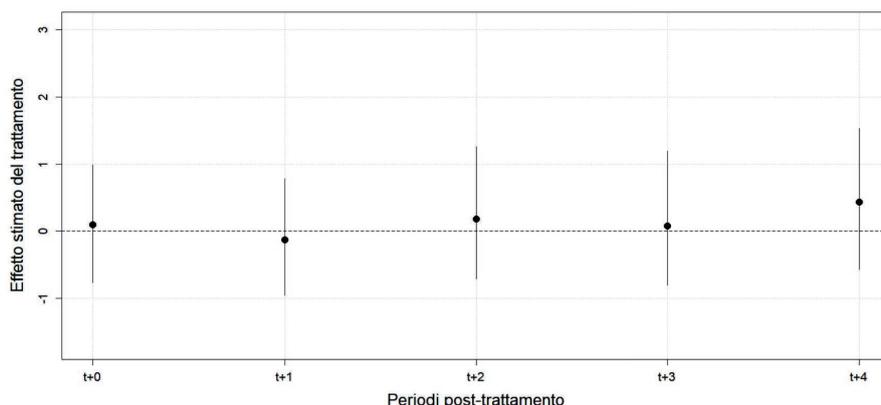
Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

Nella letteratura internazionale sul tema, ci si interroga spesso (Scherer *et al.*, 2023) su quanto eventuali risultati positivi sulle nascite, ottenuti grazie all'incremento della copertura di posti per i servizi educativi, possano essere influenzati da fenomeni migratori tra Comuni. In questo caso, l'ipotesi è che l'apertura di nuovi servizi educativi per la prima infanzia induca il trasferimento nei Comuni interessati di un certo numero di giovani coppie. Per valutare questa possibilità, sono state eseguite analisi supplementari, mantenendo le stesse condizioni per la definizione del trattamento e le stesse covariate, ma ponendo come variabili di outcome alternativamente la quota di donne in età 15-49 sul totale della popolazione e il numero di donne in età 15-49 in valore assoluto, al posto del numero di nati vivi. Nell'ipotesi in cui l'aumento delle nascite sia dovuto al potere attrattivo dei Comuni che sperimentano un ampliamento dei servizi nei confronti delle donne in età fertile, piuttosto che all'aumento della fecondità della popolazione già residente, dovremmo osservare un effetto significativo dell'incremento di posti sul numero di donne in età fertile e/o della loro quota sul totale della popolazione. I risultati ottenuti (Figura A3.1 e Figura A3.2 in Appendice) indicano una tendenza all'aumento delle donne in età riproduttiva (sia in valore assoluto sia in rapporto al totale dei residenti), ma con effetti non statisticamente significativi. Se ne deduce che, seppure una parte dell'effetto dell'incremento dell'offerta di servizi sulle nascite possa essere imputato al trasferimento di giovani coppie nei Comuni maggiormente attrattivi dal punto di vista delle opportunità educative, la relazione principale rimane quella che lega l'incremento di strutture educative alle nascite.

Un'analisi approfondita e più disaggregata di questo primo risultato sui Comuni che partivano da un limitato livello di copertura (sotto al 20%) porta a un risultato interessante. Abbiamo distinto tra Comuni con bassissima copertura (sotto il 10%) e Comuni con bassa copertura (compresa tra il 10% e il 20%). Questo esercizio permette di individuare dinamiche diversificate all'interno del gruppo di Comuni trattati, a seconda del livello iniziale di diffusione dei servizi.

Per il sottogruppo dei Comuni che partono da livelli nulli o inferiori al 10% di copertura otteniamo risultati apparentemente non conformi alle aspettative: le analisi effettuate non hanno consentito di evidenziare effetti significativi dell'incremento di posti nei servizi educativi sulla natalità, nell'arco dei 4 anni successivi al trattamento, per incrementi di posti raggiunti più o meno intensi. Nella Figura 6.2 è illustrato l'effetto del raggiungimento di una copertura del 30% o superiore. Rispetto all'analisi precedente, quest'ultima analisi considera un sottogruppo di 187 Comuni. Si tratta prevalentemente di zone rurali (79,1%) e in minor misura di piccole città o sobborghi (20,9%), di cui solo il 5,9% ha più di 5.000 abitanti, con una media di 17 nati vivi nel 2014 (Figura A5.2 in Appendice).

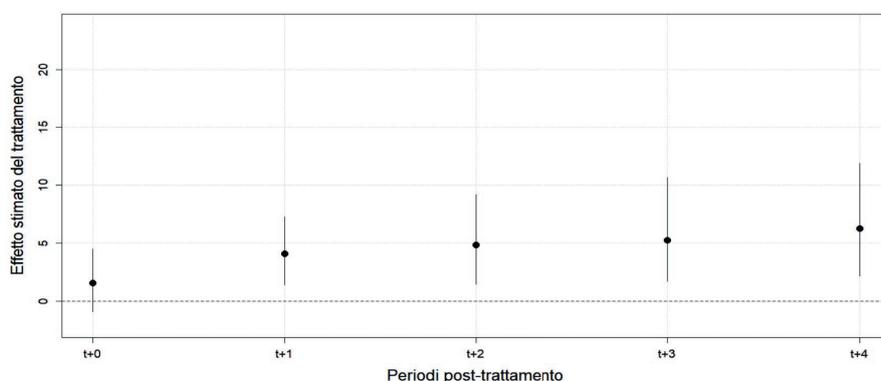
Figura 6.2 – Effetto dell’incremento della copertura, da livelli inferiori al 10% a livelli superiori al 30% sul numero di nati vivi (valori assoluti)



Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

Viceversa, per il sottogruppo dei Comuni che sono passati da un basso livello di copertura (compreso tra il 10% e il 20%) a un livello superiore o uguale al 30%, l’effetto sulla natalità non solo si conferma positivo e significativo, ma assume anche una maggiore intensità rispetto all’analisi principale, che include nel trattamento tutti i Comuni che partivano da livelli inferiori al 20%. Infatti, il modello stima 6,2 nascite aggiuntive in media al tempo $t+4$, a parità delle altre condizioni definite dalle covariate. In questo caso si ha però una varianza più grande, dato il minor numero di casi che entrano nell’analisi (Figura 6.3). Il sottogruppo comprende 67 comuni relativamente più grandi rispetto all’analisi principale e all’altro sottogruppo: sono assenti i comuni sotto i 1.000 abitanti e la quota con più di 5000 abitanti è del 56,7% (5,9% nel precedente sotto-gruppo). Rispetto al totale dei Comuni italiani sono sovrarappresentate le piccole città o sobborghi (55% vs 33%), mentre le zone rurali sono inferiori alla media (45% vs 64%) (Figura A5.3). Il numero medio di nati vivi era pari a 50,7 nel 2014 e rispetto a tale valore l’incremento stimato al tempo $t+4$ corrisponde al 12,3%, parametro non molto dissimile ma superiore alla stima ottenuta con l’analisi principale (che include tutti i 264 Comuni passati da una copertura minore del 20% a valori del 30% e oltre).

Figura 6.3 – Effetto dell’incremento della copertura, da livelli compresi tra il 10% e il 20% a livelli superiori al 30% sul numero di nati vivi (valori assoluti)



Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

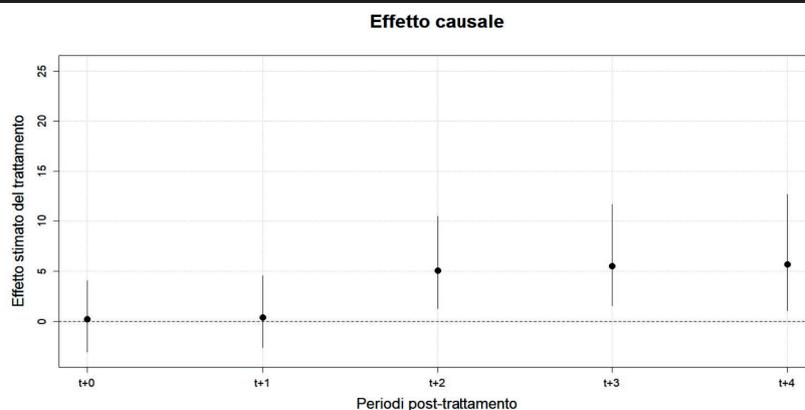
Effetto di un aumento della copertura di servizi educativi all'infanzia nei Comuni con medio-bassa o medio-alta copertura

Una parte dell'analisi ha riguardato la possibilità di riscontrare effetti positivi sulla natalità anche per passaggi da livelli di copertura superiori al 20% a livelli più alti. Inoltre, ci si è interrogati sull'ipotesi dell'esistenza o meno di una soglia di copertura, oltre la quale gli ulteriori incrementi nella disponibilità di servizi non producano effetti sull'andamento delle nascite. Due specifiche analisi, dunque, hanno considerato i Comuni che nel biennio pretrattamento avevano già superato rispettivamente le soglie del 20% e del 30%.

Sono stati definiti come trattamenti i passaggi da livelli compresi tra il 20% e il 30% o da valori compresi tra il 30% e il 40% a livelli superiori⁷.

Per i Comuni che partivano da un livello compreso tra il 20% e il 30% risulta avere effetti significativi il passaggio oltre il 50%: a partire dal secondo anno successivo al trattamento ($t+2$). Si stima un numero di nascite significativamente superiore rispetto ai "controlli", con circa 5,7 nascite aggiuntive all'anno $t+4$ (Figura 6.4). In questo caso i comuni trattati sono solo 33, dunque la varianza delle stime è più ampia rispetto al primo modello illustrato. Anche in questo caso, i Comuni che entrano nell'analisi non includono città o zone altamente popolate; sono invece sovra-rappresentate le zone rurali (72,7%) e i Comuni di dimensione compresa tra 1.000 e 5.000 abitanti (Figura A5.4). Nell'ultimo anno che precede il periodo del trattamento si sono registrati in media 36 nati vivi in questi Comuni, rispetto ai quali l'incremento stimato all'anno $t+4$ rappresenta il 15,7%.

Figura 6.4 – Effetto dell'incremento della copertura, da livelli compresi tra il 20% e il 30% a livelli superiori al 50% sul numero di nati vivi (valori assoluti)



Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

Anche per i Comuni che sono passati da tassi di copertura compresi tra il 30% e il 40% a valori superiori al 50% si riscontrano risultati positivi e statisticamente significativi sulle nascite (Figura 6.5). Come per l'analisi precedente, si stima un effetto significativo a partire dal secondo anno dopo il trattamento ($t+2$), che raggiunge il valore più alto al tempo $t+4$ (circa 5,4 nascite in più per Comune). Anche in questo caso, a causa del minor numero di Comuni

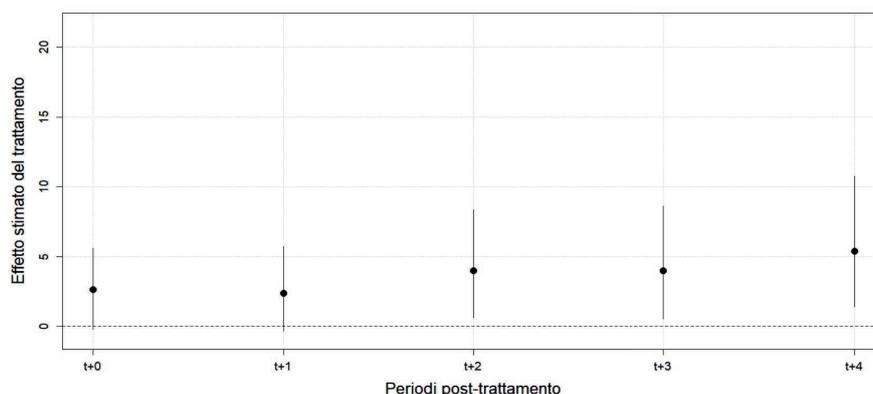
⁷ Gli intervalli sono chiusi a sinistra e aperti a destra.

eleggibili per l'analisi, la varianza delle stime ottenute è più ampia rispetto al primo modello illustrato. In questa analisi i comuni trattati sono 49 e sono maggiormente rappresentativi delle città e dei comuni più grandi (oltre i 5000 abitanti) rispetto al totale dell'Italia (Figura A5.5). In questo insieme di Comuni la media delle nascite prima del trattamento era di 53 nati vivi l'anno e l'incremento stimato rispetto a tale valore è del 10,1% (anche in questo caso si tratta di un parametro indicativo e non della reale percentuale di incremento stimata rispetto a quanto sarebbe avvenuto in assenza dell'incremento di copertura).

Pertanto, sembra non esista una “soglia superiore” oltre la quale avviene un effetto di “saturazione” che impedisce ulteriori effetti positivi di un aumento dell'offerta di servizi educativi sulla natalità. Gli effetti dell'ampliamento dell'offerta non sembrano infatti limitati ai Comuni in cui i servizi sono carenti, ma possono essere riscontrati anche in condizioni di maggiore disponibilità.

Per i Comuni che superano il 50% di copertura si evidenzia dunque un effetto che ha un'intensità paragonabile al superamento del 30%.

Figura 6.5 – Effetto dell'incremento della copertura, da livelli compresi tra il 30% e il 40% a livelli superiori al 50% sul numero di nati vivi (valori assoluti)



Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

Inefficacia di incrementi limitati nell'offerta di servizi educativi

Va, infine, riportato che a prescindere da quale sia il profilo del Comune rispetto alla copertura dei servizi educativi (bassa, medio-bassa e medio-alta), quando gli aumenti di copertura sono stati limitati (ad esempio, come nel caso del passaggio da copertura sotto il 20% a una copertura tra il 20% e il 30%), non si è registrato alcun impatto statisticamente significativo in termini di aumento della natalità.

A tale proposito occorre osservare che un incremento modesto della copertura, osservato in uno specifico anno all'interno del periodo del trattamento, non si adatta a essere considerato come uno shock esogeno. Pertanto, il metodo utilizzato potrebbe non catturare gli eventuali effetti, i quali potrebbero invece evidenziarsi con altri metodi e in un arco di tempo più prolungato.

I risultati ottenuti mostrano effetti significativi sull'andamento delle nascite solo nei casi in cui l'incremento definito come trattamento prevede una discontinuità sufficientemente ampia nel tasso di copertura.

7. Conclusioni e implicazioni di *policy*

A fronte della necessità di affrontare il declino demografico e l'invecchiamento accelerato, i decisori pubblici sono in Italia alla ricerca di strumenti per fermare o almeno decelerare questa tendenza. Ciò non significa che i servizi educativi all'infanzia abbiano solo questo scopo e nemmeno che il rilancio della natalità sia necessariamente il fine principale degli stessi. Allo stesso tempo, questo tipo di investimento in servizi educativi offre ulteriori benefici in termini di inclusione lavorativa delle donne e, in prospettiva, di maggiore uguaglianza di genere, soprattutto per le donne con più bassa istruzione (Scherer e Pavolini, 2023).

La nostra analisi empirica originale sui dati dei Comuni italiani fornisce l'evidenza che un aumento sostanziale della copertura dei servizi educativi può comportare un numero maggiore di nascite rispetto a Comuni altrimenti identici. Si tratta di un contributo rilevante al dibattito scientifico e politico in corso. Allo stesso tempo, gli effetti sono positivi e significativi. Tali risultati risultano innovativi e rappresentano un valore aggiunto in ambito scientifico anche per l'utilizzo di un innovativo metodo controfattuale, che permette di dare un'interpretazione causale corretta e consistente agli effetti stimati anche in presenza di un trattamento scaglionato nel tempo. Il metodo, unito ai dati usati, rappresentano, quindi, il punto di forza del presente lavoro.

I servizi educativi per la prima infanzia possono dunque contribuire a frenare il declino delle nascite, unitamente alle altre politiche di sostegno alla genitorialità e più in generale alla progettualità dei giovani e delle famiglie.

Il passaggio da un livello di offerta carente in relazione alla domanda a un livello decisamente superiore, in grado di colmare il gap tra domanda e offerta e di determinare una condizione di fiducia sulla disponibilità di un sistema educativo accogliente, può modificare le aspettative dei futuri genitori sulle difficoltà percepite. Tali difficoltà, del resto sono realmente presenti, soprattutto nei primi anni di vita dei bambini, quando le necessità di cura e il tema della conciliazione sono più pressanti.

In Italia i Comuni che sperimentano livelli di copertura dei posti al di sotto del 20% dei bambini residenti sono ancora tanti, circa il 60%. Una parte di questi Comuni sono ancora privi di un'offerta educativa per bambini sotto i 3 anni o hanno tassi di copertura inferiori al 10%. È quindi importante che questi Comuni sviluppino prima possibile un'offerta e con essa una cultura di fiducia nel nido, in modo tale da sollecitare la domanda e creare la consapevolezza che sia possibile fare affidamento sul supporto di un sistema socio-educativo valido e positivo per lo sviluppo dei bambini.

Occorre quindi sostenere l'avvio di un sistema di offerta laddove ancora sia inesistente e più in generale sostenere il raggiungimento di livelli tali da soddisfare la domanda, come previsto per altro dagli investimenti stanziati con il PNRR.

Anche i Comuni che hanno già raggiunto livelli di offerta medi potrebbero investire proficuamente per incrementare le opportunità e l'accessibilità dei servizi, con prospettive altrettanto positive, se non migliori, sul contenimento del declino delle nascite. Infatti, un'offerta adeguata di servizi, soprattutto in presenza di elevati standard di qualità, tende ad alimentare una crescente domanda e consapevolezza dell'importanza del nido, creando

le condizioni per una maggiore rispondenza dei comportamenti individuali alle politiche pubbliche di ampliamento dei servizi.

Seppure di entità contenuta, l'esistenza di un effetto causale specifico dell'ampliamento dell'offerta di servizi sull'andamento delle nascite getta una nuova luce sull'importanza di questo specifico segmento del percorso educativo, che può contribuire al benessere dei bambini non solo dal punto di vista del loro sviluppo, ma anche delle possibilità di nascere.

In merito ai motivi per i quali i Comuni con nulla o bassa copertura non beneficino di un aumento di servizi educativi, si possono qui svolgere solo riflessioni e supposizioni, che dovranno essere testate in futuro. L'ipotesi che appare più promettente è che occorra anche una cultura minima di accesso ai servizi educativi per poter avere effetti sulla natalità. In altri termini è possibile che nei Comuni in cui non sono mai stati attivati nidi d'infanzia o dove l'offerta è stata così limitata da essere principalmente riservata alle famiglie con particolari problematiche sociali (ad esempio, segnalate dai servizi sociali comunali), le famiglie non siano abituate a considerare tali servizi come una opportunità sia di conciliazione sia di educazione per i propri figli, almeno nel breve periodo. Si può ipotizzare che l'assenza di servizi o un livello molto basso di disponibilità degli stessi corrisponda a livelli molto bassi anche per la domanda e per le aspettative sul nido e che in tale condizione sia necessario più tempo perché un aumento dell'offerta possa indurre un cambiamento nelle intenzioni riproduttive.

Queste analisi offrono un contributo innovativo sull'effetto causale dell'incremento quantitativo dell'offerta di ECEC sulle nascite. Va tuttavia sottolineato che nello specifico contesto italiano e nel periodo studiato, l'effetto stimato è quello di un rallentamento del declino delle nascite piuttosto che un loro incremento.

Con i dati disponibili e con questo tipo di metodologia non è possibile studiare l'impatto di aspetti importanti, quali la qualità dei servizi e la loro accessibilità dal punto di vista economico. Si rimanda quindi a ulteriori studi l'approfondimento delle relazioni tra aspetti qualitativi dell'offerta, anche dal punto di vista della soddisfazione degli utenti e le scelte delle famiglie.

Appendice A1. Metodologia e assunzioni

Formalmente, definiamo δ l'effetto medio del trattamento per i trattati (ATT) come:

$$\delta(F, L) = E \left\{ Y_{(i,t+F)} \left(X_{i,t} = 1, X_{(i,t-1)} = 0, (X_{(i,t-l)})_{(l=2)}^L \right) - Y_{(i,t+F)} \left(X_{i,t} = 0, X_{(i,t-1)} = 0, (X_{(i,t-l)})_{(l=2)}^L \right) \middle| X_{i,t} = 1, X_{i,t-1} = 0 \right\}$$

Dove Y è la variabile di *outcome*, X è la variabile di trattamento, i pedici i e t rappresentano rispettivamente l'unità statistica di osservazione e temporale, F indica il numero di periodi post-trattamento (*lead*) e L il numero di periodi pretrattamento (*lag*).

Nel dettaglio, i comuni trattati sono quelli che sperimentano un aumento della copertura, cioè $X_{(i,t-1)} = 0$ e $X_{i,t} = 1$. Seguendo questa definizione, $Y_{(i,t+F)} \left(X_{i,t} = 0, X_{(i,t-1)} = 0, (X_{(i,t-l)})_{(l=2)}^L \right)$ indica l'*outcome* potenziale di un cambiamento nello status del trattamento, mentre $Y_{(i,t+F)} \left(X_{i,t} = 1, X_{(i,t-1)} = 0, (X_{(i,t-l)})_{(l=2)}^L \right)$ rappresenta l'*outcome* potenziale senza lo shock, cioè $X_{(i,t-1)} = 0$ e $X_{i,t} = 0$. Nel nostro caso, $\delta(4, 2)$ rappresenta l'effetto causale medio dell'aumento della copertura sul numero dei nati vivi annuali, quattro anni dopo il trattamento, assumendo che l'*outcome* potenziale dipenda dalla storia del trattamento fino a due anni prima di tale aumento.

Una volta identificato il controfattuale per ogni trattato attraverso una procedura di *matching* basato sulla distanza di Mahalanobis, si procede per ciascuno con la stima dell'ATT attraverso il DiD e, infine, se ne calcola la media di tutte le osservazioni trattate. Formalmente:

$$\hat{\delta}(F, L) = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=L+1}^{T-F} D_{it}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=L+1}^{T-F} D_{it} \left\{ (Y_{i,t+F} - Y_{i,t-1}) - \sum_{i' \in M_{it}} \omega_{it}^{i'} (Y_{i',t+F} - Y_{i',t-1}) \right\}$$

Dove ω rappresenta una opportuna misura di pesi.

Le assunzioni necessarie affinché la stima sia consistente sono le seguenti:

Assunzione 1. Assenza di un effetto di *carryover*.

Questa assunzione implica che l'*outcome* potenziale dell'unità i al tempo $t+F$ non dipende dagli status di trattamento precedenti della stessa unità dopo L periodi, cioè $(X_{i,t-l})_{l=L+1}^{T-1}$. Questo comporta che esista la possibilità che i trattamenti passati influenzino gli *outcome* futuri solo fino a L periodi precedenti.

Assunzione 2. Assenza di un effetto di interferenza.

L'*outcome* potenziale dell'unità i al tempo $t+F$ non dipende dagli status di trattamento delle altre unità.

Assunzione 3. Presenza di trend paralleli dopo aver condizionato per il trattamento, l'*outcome* e le covariate nel tempo. Formalmente:

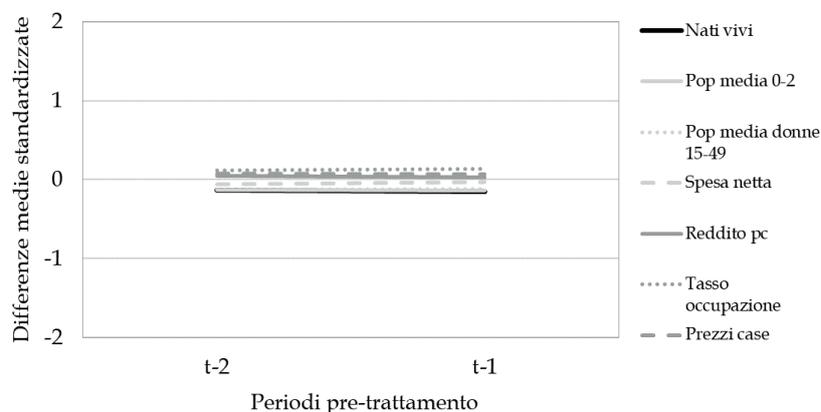
$$E = \left[X_{it} = 1, X_{i,t-1} = 0, (X_{i,t-l}, Y_{i,t-l})_{l=2}^L, (Z_{i,t-l})_{l=0}^L \right]$$
$$= \left[X_{it} = 0, X_{i,t-1} = 0, (X_{i,t-l}, Y_{i,t-l})_{l=2}^L, (Z_{i,t-l})_{l=0}^L \right]$$

Dove $Z_{i,t}$ è un vettore di covariate che variano nel tempo per l'unità i al tempo t . Quindi, il set per cui si condiziona include la storia del trattamento, i *lag* della variabile di *outcome* e la storia delle covariate.

Appendice A2. Bilanciamento nelle covariate

È possibile testare l'Assunzione 3 in modo da poter garantire la robustezza dell'analisi empirica. A tal fine, la generalizzazione non parametrica dello stimatore DiD permette di esaminare il bilanciamento nelle covariate utilizzate nell'analisi tra i trattati e le osservazioni di controllo scelte attraverso la procedura di matching. Questo permette di verificare se i trattati e le unità *matchate* scelte sono comparabili in termini di variabili osservabili, non solo per un singolo tempo antecedente il trattamento, come nel classico metodo di *Matching*, ma per il trend pretrattamento di tutte le covariate scelte oltre che della variabile di *outcome* analizzata. Il grafico è riportato nella Figura A2.1, in cui la linea solida rappresenta il bilanciamento della variabile di *outcome*, cioè il numero di nati vivi, mentre le linee tratteggiate mostrano il bilanciamento nel resto delle covariate, per i due periodi antecedenti il trattamento. Emerge chiaramente che il livello di bilanciamento rimane stabile per i 2 periodi pretrattamento e interamente dentro la *range* di -1,1 della deviazione standard. È importante notare che utilizziamo lo stesso set di variabili di controllo per tutte le analisi, implicando che il bilanciamento presentato in Figura A2.1 è lo stesso per tutte le analisi effettuate. Poiché il livello di bilanciamento è stabile per tutti i periodi pretrattamento, si dimostra che l'assunzione dei trend paralleli è soddisfatta per tutte le covariate e che la condizione di bilanciamento dopo la procedura di *matching* è sostenuta.

Figura A2.1 – Bilanciamento nelle covariate (valori medi)



Fonte: Ministero dell'Economia e delle Finanze (MEF), Osservatorio del Mercato Immobiliare

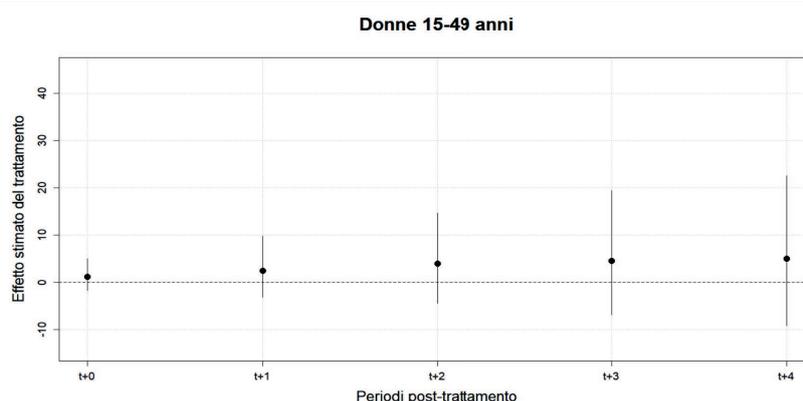
Appendice A3. Analisi supplementari sulle donne residenti di 15-49 anni

Il modello controlla l'abbinamento tra trattati e controlli rispetto a una serie di covariate, tra cui il numero di donne in età riproduttiva, nei due anni precedenti al trattamento. È ipotizzabile, tuttavia, che l'apertura di nuovi servizi educativi per la prima infanzia (trattamento) induca il trasferimento nei Comuni interessati di un certo numero di giovani coppie.

Per valutare la possibilità che l'aumento del numero delle donne in età fertile negli anni successivi al trattamento spieghi la relazione causale tra l'incremento dei servizi e il numero di nati vivi, sono state eseguite le seguenti analisi supplementari.

Considerando come trattamento le condizioni definite per l'analisi principale (passaggio da una copertura minore del 20% e una copertura maggiore o uguale al 30%), le analisi hanno utilizzato il numero di donne residenti in età 15-49 come variabile di *outcome*, al posto del numero di nati vivi, mantenendo per il resto le stesse covariate (Figura A3.1).

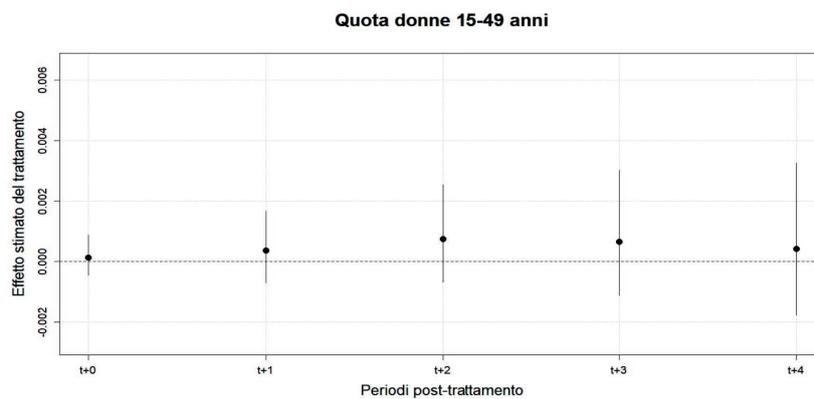
Figura A3.1 – Effetto dell'incremento della copertura, da livelli inferiori al 20% a livelli superiori al 30% sul numero di donne in età riproduttiva (valori assoluti)



Fonte: Istat

L'analisi è stata ripetuta anche considerando come variabile di *outcome* la quota di donne in età 15-49 sul totale della popolazione piuttosto che il valore assoluto (Figura A3.2).

L'effetto del trattamento sulle donne in età riproduttiva (sia in valore assoluto sia in rapporto al totale dei residenti), non è statisticamente significativo e pertanto la relazione causale riscontrata tra l'incremento dei servizi e le nascite non è dovuta all'incremento della popolazione femminile di 15-49 anni nei comuni trattati.

Figura A3.2 – Effetto dell'incremento della copertura, da livelli inferiori al 20% a livelli superiori al 30% sulla quota di donne in età riproduttiva (valori assoluti)

Fonte: Istat

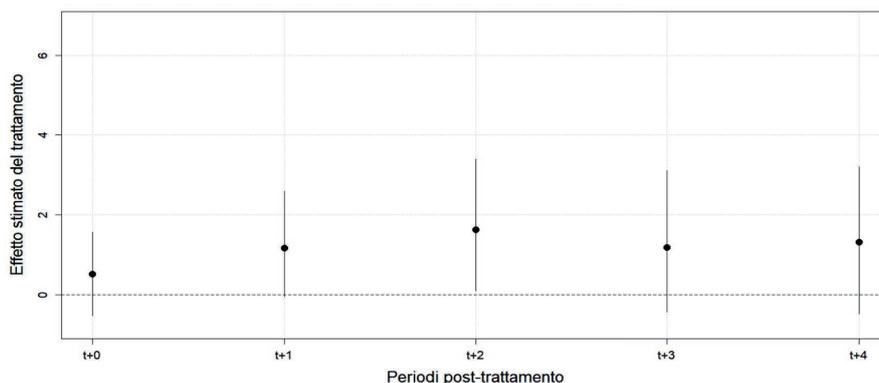
Appendice A4. Analisi di sensitività

Per valutare la sensitività dell'analisi alla particolare scelta dei parametri che definiscono il trattamento, per i Comuni che partivano da livelli di copertura sotto il 20% sono stati valutati piccoli spostamenti del livello di arrivo scelto come target del trattamento.

Abbassando la soglia dal 30% al 25% l'effetto dell'incremento sulle nascite è più debole, risulta significativo ma solo in parte: dal tempo $t+1$ al tempo $t+4$ le medie dei trattati sono tutte superiori alle medie dei non trattati, ma con differenze significative solo al tempo $t+2$ (Figura A4.1).

Probabilmente in questo caso l'effetto diminuisce perché non si delinea un cambiamento così deciso da poter apprezzare incrementi significativi delle nascite, come nel caso del superamento della soglia del 30% (Figura A4.2).

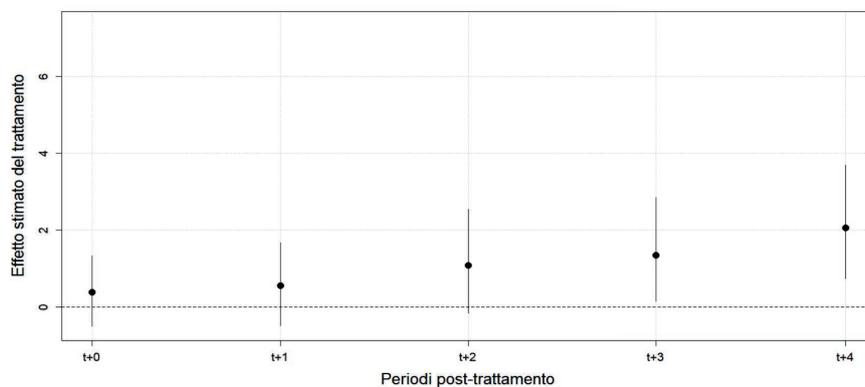
Figura A4.1 – Effetto dell'incremento della copertura, da livelli inferiori al 20% a livelli superiori al 25% sul numero di nati vivi (valori assoluti)



Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

Aumentando invece il livello di arrivo dal 30% al 35% si hanno effetti significativi sulle nascite sia al tempo $t+3$ sia al tempo $t+4$, con l'intensità maggiore per il quarto anno dopo il trattamento (Figura A4.2). L'effetto tende a essere più ritardato e meno significativo, probabilmente anche per la riduzione del numero di Comuni che entrano nell'analisi.

Si conferma dunque la scelta del 30% come livello ottimale da raggiungere o superare per i Comuni che partono da una copertura inferiore al 20%. Allo stesso tempo si può ritenere sufficientemente robusta l'analisi definita sulla base di tale parametro, poiché introducendo variazioni della soglia del 5% i risultati ottenuti con l'analisi principale si riducono, ma non cambiano radicalmente.

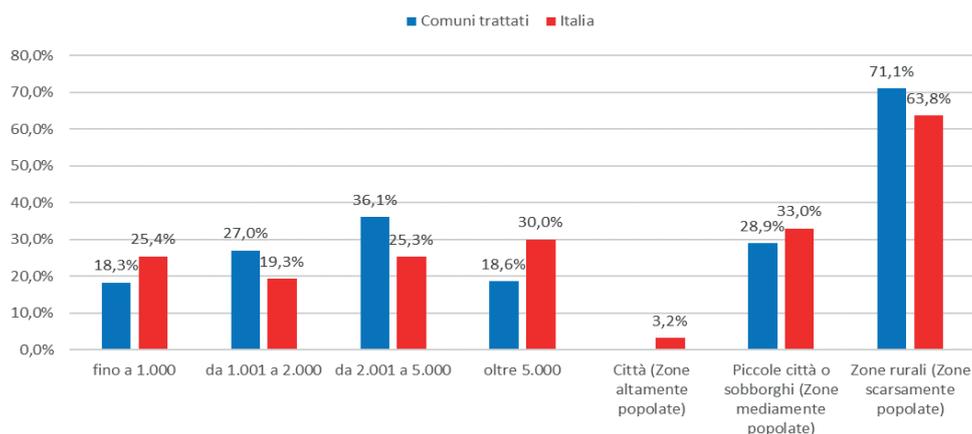
Figura A4.2 – Effetto dell'incremento della copertura, da livelli inferiori al 20% a livelli superiori al 35% sul numero di nati vivi (valori assoluti)

Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

Appendice A5. Analisi descrittive dei comuni trattati

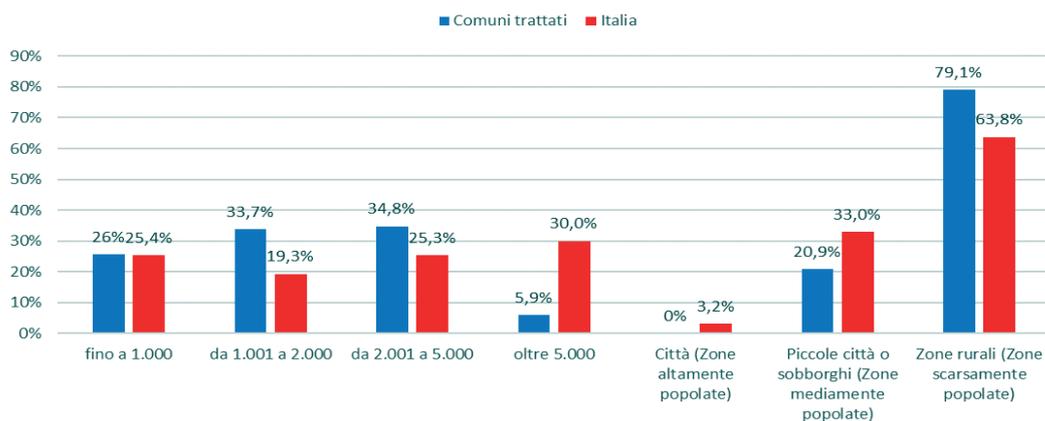
Le Figure che seguono descrivono i comuni oggetto delle diverse analisi dal punto di vista dell'ampiezza demografica e del grado di urbanizzazione, nel confronto con il totale dei Comuni italiani.

Figura A5.1 – Comuni che nel periodo del trattamento sono passati da livelli inferiori al 20% a livelli superiori o uguali al 30% per classe di ampiezza demografica e grado di urbanizzazione. Anno 2021 (composizioni percentuali)



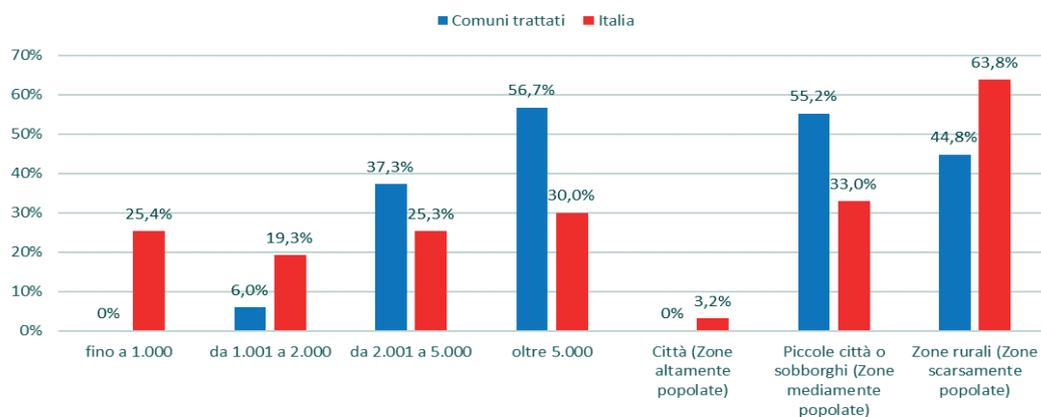
Fonte: Istat

Figura A5.2 – Comuni che nel periodo del trattamento sono passati da livelli inferiori al 10% a livelli superiori o uguali al 30% per classe di ampiezza demografica e grado di urbanizzazione. Anno 2021 (composizioni percentuali)



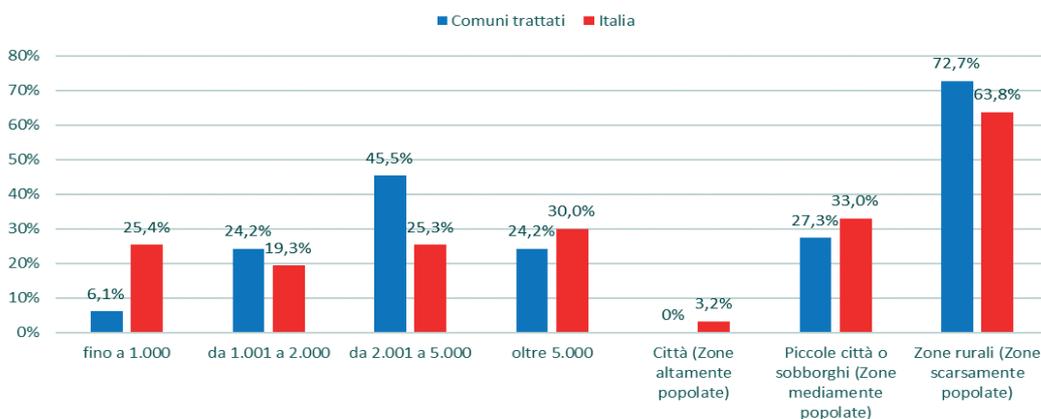
Fonte: Istat

Figura A5.3 – Comuni che nel periodo del trattamento sono passati da livelli compresi tra il 10% e il 20% a livelli superiori o uguali al 30% per classe di ampiezza demografica e grado di urbanizzazione. Anno 2021 (composizioni percentuali)



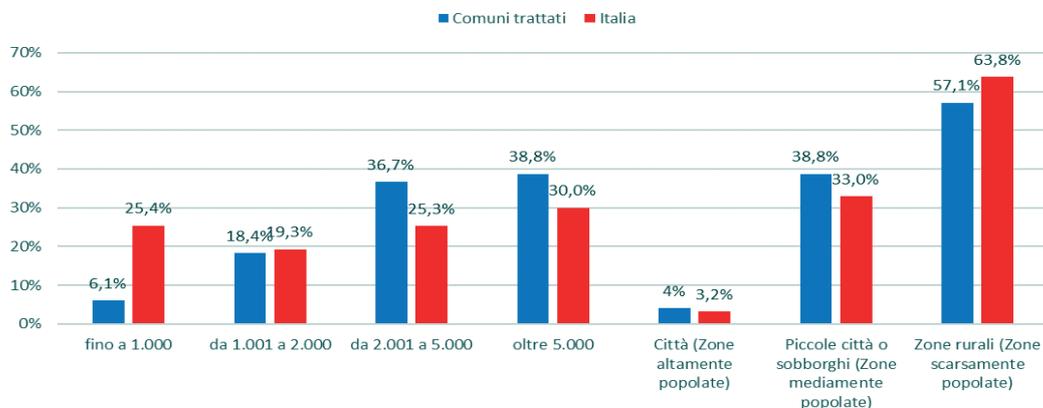
Fonte: Istat

Figura A5.4 – Comuni che nel periodo del trattamento sono passati da livelli compresi tra il 20% e il 30% a livelli superiori o uguali al 50% per classe di ampiezza demografica e grado di urbanizzazione. Anno 2021 (composizioni percentuali)



Fonte: Istat

Figura A5.5 – Comuni che nel periodo del trattamento sono passati da livelli compresi tra il 30% e il 40% a livelli superiori o uguali al 50%, per classe di ampiezza demografica e grado di urbanizzazione. Anno 2021 (composizioni percentuali)



Fonte: Istat

La Tavola A5.1 illustra la distribuzione dei comuni trattati nelle diverse analisi, per regione e ripartizione geografica. A eccezione di alcuni casi, soprattutto riferiti alle regioni più piccole, tutte le regioni sono rappresentate in ogni gruppo di comuni definito dal tipo di trattamento.

Tavola A5.1 - Comuni trattati per classe di variazione della copertura (tipo di trattamento), regione e ripartizione geografica. Anni 2015-2018 (composizioni percentuali)

REGIONI E RIPARTIZIONI GEOGRAFICHE	Totale	Da 0-20 a >30	Da 0-10 a >30	Da 10-20 a >30	Da 20-30 a >50	Da 30-40 a >50
Piemonte	14,9	13,70	16,6	6,0	3,0	2,0
Valle d'Aosta/Vallée d'Aoste	4,7	4,7	4,7	4,7	4,7	2,9
Lombardia	19,1	18,30	13,9	29,8	24,2	28,6
Liguria	3,0	0,80	-	3,0	-	-
Nord-ovest	37,9	33,10	31,0	38,8	27,3	32,7
Bolzano/Bozen	1,5	1,10	1,6	-	-	-
Trento	2,1	5,30	5,3	3,0	3,0	12,2
Veneto	7,1	6,10	4,8	10,4	18,2	14,3
Friuli-Venezia Giulia	2,7	4,60	3,2	7,5	6,1	2,0
Emilia-Romagna	4,2	1,10	1,6	-	3,0	8,2
Nord-est	17,6	18,30	16,6	20,9	30,3	36,7
Toscana	3,5	2,70	3,2	1,5	3,0	2,0
Umbria	1,2	2,30	0,5	7,5	3,0	2,0
Marche	2,8	8,00	9,6	4,5	3,0	2,0
Lazio	4,8	4,90	5,3	4,5	6,1	2,0
Centro	12,2	17,90	18,7	17,9	15,2	8,2
Abruzzo	3,9	3,80	4,3	3,0	6,1	2,0
Molise	1,7	1,90	2,1	1,5	3,0	2,0
Campania	7,0	8,40	10,7	3,0	12,1	4,1
Puglia	3,3	3,00	2,7	4,5	3,0	4,1
Basilicata	1,7	0,80	1,1	-	-	2,0
Calabria	5,1	3,80	4,8	1,5	-	2,0
Sud	22,6	21,70	25,7	13,4	24,2	16,3
Sicilia	4,9	5,30	4,8	3,0	-	6,1
Sardegna	4,8	3,80	3,2	6,0	3,0	-
Isole	9,7	9,10	8,0	9,0	3,0	6,1
Italia	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Istat, Indagine su nidi e servizi integrativi per la prima infanzia

Riferimenti bibliografici

- Aassve, A., M. Le Moglie, and L. Mencarini. 2021. “Trust and fertility in uncertain times”. *Population Studies*, Volume 75, N. 1: 19-36. <https://doi.org/10.1080/00324728.2020.1742927>.
- Albertini, M., and E. Pavolini. 2015. “Care policies in Italy between a national frozen landscape and local dynamism”. In Ascoli, U., and E. Pavolini (Eds.). *The Italian Welfare State in a European Perspective. A Comparative Analysis*: 133-156. Bristol, UK: Policy Press.
- Alderotti, G., R. Guetto, P. Barbieri, S. Scherer, and D. Vignoli. 2022. “Unstable Employment Careers and Completed Fertility before and after Labour Market Deregulation in Italy”. *Lavoro, Impresa e Welfare nel XXI Secolo - LIW Working Paper Series*, N. 2/2022. https://lavoroimpresawelfare.wordpress.com/wp-content/uploads/2022/06/liw_wp22022.pdf.
- Alderotti, G., D. Vignoli, M. Baccini, and A. Matysiak. 2021. “Employment Instability and Fertility in Europe: A Meta-Analysis”. *Demography*, Volume 58, N. 3: 871-900. <https://doi.org/10.1215/00703370-9164737>.
- Bauernschuster, S., T. Hener, and H. Rainer. 2016. “Children of a (Policy) Revolution: The Introduction of Universal Child Care and Its Effect on Fertility”. *Journal of the European Economic Association*, Volume 14, N. 4: 975-1005.
- Beaujouan, E., and C. Berghammer. 2019. “The Gap Between Lifetime Fertility Intentions and Completed Fertility in Europe and the United States: A Cohort Approach”. *Population Research and Policy Review*, Volume 38, N. 4: 507-535. <https://doi.org/10.1007/s11113-019-09516-3>.
- Becker, G.S. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA, USA: Harvard University Press.
- Becker, G.S. 1965. “A Theory of the Allocation of Time”. *The Economic Journal*, Volume 75, N. 299: 493-517. <https://www.jstor.org/stable/2228949>.
- Bergsvik, J., A. Fauske, and R.K. Hart. 2021. “Can Policies Stall the Fertility Fall? A Systematic Review of the (Quasi-) Experimental Literature”. *Population and Development Review*, Volume 47, N. 4: 913-964. <https://doi.org/10.1111/padr.12431>.
- Billingsley, S., G. Neyer, and K. Wesolowski. 2022. “Social Investment Policies and Childbearing Across 20 Countries: Longitudinal and Micro-Level Analyses”. *European Journal of Population*, Volume 38, N. 5: 951-974. <https://doi.org/10.1007/s10680-022-09626-3>.
- Caldura, F., S. Campostrini, S. Porchia, R. Cialesi, P. De Salvo, e G. Milan. 2023. “Il potenziamento dei servizi educativi per l’infanzia nel PNRR”. *Bambini*, Volume 4, N. 4: 20-25.
- Callaway, B., and P.H.C. Sant’Anna. 2021. “Difference-in-Differences with multiple time periods”. *Journal of Econometrics*, Volume 225, N. 2: 200-230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>.
- de Chaisemartin, C., and X. D’Haultfoeuille. 2020. “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”. *American Economic Review*, Volume 110, N. 9: 2964-2996.

- Del Boca, D. 2002. “The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy”. *Journal of Population Economics*, Volume 15, N. 3: 549-573. <https://doi.org/10.1007/s001480100089>.
- Doepke, M., A. Hannusch, F. Kindermann, and M. Tertilt. 2022. “The Economics of Fertility: A New Era”. IZA *Discussion Paper*, N. 15224/2022. Bonn, Germany: IZA Institute of Labor Economics. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4114800>.
- Eurostat. 2024. “Indicator: Children in formal childcare or education by age group and duration (% over the population of each age group)”. *Eurostat Data Browser*. Luxembourg: Eurostat. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/ILC_CAINDFORMAL/default/table?lang=en.
- Esping-Andersen, G., and F.C. Billari. 2015. “Re-theorizing Family Demographics”. *Population and Development Review*, Volume 41, N. 1: 1-31. <https://www.jstor.org/stable/24639394>.
- Ferragina, E. 2020. “Family policy and women’s employment outcomes in 45 high-income countries: A systematic qualitative review of 238 comparative and national studies”. *Social Policy & Administration*, Volume 54, N. 7: 1016-1066.
- Fiori, F. 2011. “Do childcare arrangements make the difference? A multilevel approach to the intention of having a second child in Italy”. *Population, Space and Place*, Volume 17, N. 5: 579–596. <https://doi.org/10.1002/psp.567>.
- Goldscheider, F., E. Bernhardt, and T. Lappegård. 2015. “The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior”. *Population and Development Review*, Volume 41, N. 2: 207-239. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00045.x>.
- Imai, K., I.S. Kim, and E.H. Wang. 2023. “Matching Methods for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data”. *American Journal of Political Science*, Volume 67, N. 3: 587–605. <https://doi.org/10.1111/ajps.12685>.
- Istituto Nazionale di Statistica – Istat. 2023. “Offerta di nidi e servizi integrativi per la prima infanzia. Anno educativo 2021/2022”. *Statistiche report*. Roma, Italia: Istat. <https://www.istat.it/wp-content/uploads/2023/11/REPORT-ASILI2021-2022.pdf>.
- Istituto Nazionale di Statistica – Istat. 2023. “Indicatori territoriali per le politiche di sviluppo. Tema: Servizi di cura”. *Sistema informativo e banche dati*. Roma, Italia: Istat. <https://www.istat.it/sistema-informativo-6/banca-dati-territoriale-per-le-politiche-di-sviluppo/>.
- Istituto Nazionale di Statistica - Istat. 2022. “Offerta di nidi e servizi integrativi per la prima infanzia. Anno educativo 2020/2021”. *Statistiche report*. Roma, Italia: Istat. <https://www.istat.it/wp-content/uploads/2022/10/report-asili-nido-2020-2021.pdf>.
- Istituto Nazionale di Statistica - Istat, Dipartimento delle politiche per la famiglia, Università Ca’ Foscari Venezia - Centro Governance & Social Innovation. 2023. “I servizi educativi per l’infanzia in un’epoca di profondi cambiamenti”. *Report*. <https://www.istat.it/wp-content/uploads/2023/09/I-servizi-educativi-per-linfanzia-in-unepoca-di-profondi-cambiamenti-21-22.pdf>.

- Korpi, W., T. Ferrarini, and S. Englund. 2013. "Women's Opportunities under Different Family Policy Constellations: Gender, Class, and Inequality Tradeoffs in Western Countries Re-examined". *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society*, Volume 20, Issue 1: 1-40. <https://doi.org/10.1093/sp/jxs028>.
- Lappegård, T. 2010. "Family Policies and Fertility in Norway". *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, Volume 26, N. 1: 99-116. <https://doi.org/10.1007/s10680-009-9190-1>.
- Lesthaeghe, R. 2014. "The second demographic transition: A concise overview of its development". *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America – PNAS*, Volume 111, N. 51:18112-18115. <https://doi.org/10.1073/pnas.1420441111>.
- Luppi, F., B. Arpino, and A. Rosina. 2023. "Motivations for changing fertility plans and behaviours during the COVID-19 pandemic in Italy". *Journal of Family Studies*, Volume 29, N. 5: 2268-2293. <https://doi.org/10.1080/13229400.2022.2159855>.
- McDonald, P. 2013. "Societal foundations for explaining low fertility: Gender equity". *Demographic Research*, Volume 28, N. 34: 981-994. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2013.28.34>.
- McDonald, P. 2006. "Low Fertility and the State: The Efficacy of Policy". *Population and Development Review*, Volume 32, N. 3: 485-510. <https://www.jstor.org/stable/20058901>.
- Mencarini, L., e D. Vignoli. 2018. *Genitori Cercasi: L'Italia Nella Trappola Demografica*. Milano, Italia: Egea.
- Milan, G., P. De Salvo, V. Qualiano, e R. Cialesi. 2023. "Le politiche per la prima infanzia e le persistenti disuguaglianze". *Etica ed Economia*, Menabò N. 204/2023.
- Milan, G. (a cura di). Istituto Nazionale di Statistica - Istat, Dipartimento delle politiche per la famiglia, Università Ca' Foscari Venezia, Consorzio per lo sviluppo delle metodologie e delle innovazioni nelle pubbliche amministrazioni - MIPA. 2022. *Nidi e servizi educativi per bambini tra 0 e 6 anni: un quadro d'insieme*. https://www.istat.it/wp-content/uploads/2022/09/Report_servizi_infanzia.pdf.
- Mörk, E., A. Sjögren, and H. Svaleryd. 2013. "Childcare costs and the demand for children-evidence from a nationwide reform". *Journal of Population Economics*, Volume 26, N. 1: 33–65. <https://doi.org/10.1007/s00148-011-0399-z>.
- Pfau-Effinger, B. 2004. "Socio-historical paths of the male breadwinner model - An explanation of cross-national differences". *The British Journal of Sociology – BJS*, Volume 55, N. 3: 377-399. <https://doi.org/10.1111/j.1468-4446.2004.00025.x>.
- Rindfuss, R.R., D.K. Guilkey, S.P. Morgan, and Ø. Kravdal. 2010. "Child-Care Availability and Fertility in Norway". *Population and Development Review*, Volume 36, Issue 4: 725-748. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2010.00355.x>.
- Rindfuss, R.R., D. Guilkey, S.P. Morgan, Ø. Kravdal, and K.B. Guzzo. 2007. "Child care availability and first-birth timing in Norway". *Demography*, Volume 44, N. 2: 345-372. <https://doi.org/10.1353/dem.2007.0017>.

Rosina, A. 2021. *Crisi demografica. Politiche per un Paese che ha smesso di crescere*. Milano, Italia: Vita e Pensiero.

Saraceno, C. 2021. *Il welfare. Tra vecchie e nuove disuguaglianze*. Bologna, Italia: il Mulino.

Scherer, S., and E. Brini. 2023. "Employment Instability and Childbirth over the Last 20 Years in Italy". *European Journal of Population*, Volume 39, N. 31: 1-27. <https://doi.org/10.1007/s10680-023-09680-5>.

Scherer, S., and E. Pavolini. 2023. "Equalizing or not? Public childcare and women's labour market participation". *Journal of European Social Policy*, Volume 33, N. 4: 436-450. <https://doi.org/10.1177/09589287231183169>.

Scherer, S., E. Pavolini, and E. Brini. 2024. "Formal childcare services and fertility: the case of Italy". *Genus - Journal of Population Sciences*, Volume 79, N. 29: 1-32. <https://doi.org/10.1186/s41118-023-00208-7>.

Schmutz, R. 2024. "Is universal early childhood education and care an equalizer? A systematic review and meta-analysis of evidence". *Research in Social Stratification and Mobility*, Volume 89, N. 100859. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2023.100859>.

Schuss, E., and M. Azaouagh. 2022. "The expansion of early childcare and transitions to first and second birth in Germany". *Bulletin of Economic Research*, Volume 75, N. 2: 476-507. <https://doi.org/10.1111/boer.12367>.

Sebastianelli, S. 2016. *Politiche per crescere. La prima infanzia tra cura e investimento sociale*. Bologna, Italia: il Mulino.

Sobotka, T., A. Matysiak, and Z. Brzozowska. 2019. "Policy responses to low fertility: How effective are they?". *UNFPA Working Paper Series*, N. 1/2019. New York, NY, USA: United Nations Population Fund - UNFPA. https://www.unfpa.org/sites/default/files/pub-pdf/Policy_responses_low_fertility_UNFPA_WP_Final_corrections_7Feb2020_CLEAN.pdf.

Informazioni per le autrici e per gli autori

La collana è aperta alle autrici e agli autori dell'Istat e del Sistema statistico nazionale e ad altri studiosi che abbiano partecipato ad attività promosse dall'Istat, dal Sistan, da altri Enti di ricerca e dalle Università (convegni, seminari, gruppi di lavoro, etc.).

Coloro che desiderano pubblicare su questa collana devono sottoporre il proprio contributo al Comitato di redazione degli Istat working papers, inviandolo per posta elettronica all'indirizzo: iwp@istat.it.

Il saggio deve essere redatto seguendo gli standard editoriali previsti (disponibili sul sito dell'Istat), corredato di un sommario in Italiano e in Inglese e accompagnato da una dichiarazione di paternità dell'opera.

Per le autrici e gli autori dell'Istat, la sottomissione dei lavori deve essere accompagnata da un'e-mail della/del propria/o referente (Direttrice/e, Responsabile di Servizio, etc.), che ne assicura la presa visione.

Per le autrici e gli autori degli altri Enti del Sistan la trasmissione avviene attraverso la/il responsabile dell'Ufficio di statistica, che ne prende visione. Per tutte le altre autrici e gli altri autori, esterni all'Istat e al Sistan, non è necessaria alcuna presa visione.

Per la stesura del testo occorre seguire le indicazioni presenti nel foglio di stile, con le citazioni e i riferimenti bibliografici redatti secondo il protocollo internazionale 'Autore-Data' del Chicago Manual of Style.

Attraverso il Comitato di redazione, tutti i lavori saranno sottoposti a un processo di valutazione doppio e anonimo che determinerà la significatività del lavoro per il progresso dell'attività statistica istituzionale.

La pubblicazione sarà disponibile su formato digitale e sarà consultabile on line gratuitamente.

Gli articoli pubblicati impegnano esclusivamente le autrici e gli autori e le opinioni espresse non implicano alcuna responsabilità da parte dell'Istat.

Si autorizza la riproduzione a fini non commerciali e con citazione della fonte.

