

Università degli studi di Padova
Dipartimento di Scienze Statistiche
Corso di Laurea Magistrale in
Scienze Statistiche



RELAZIONE FINALE

**L'IMPATTO DI MATERA CAPITALE DELLA CULTURA EUROPEA
2019 SUL TURISMO: UN'ANALISI CONTROFATTUALE**

Relatore Prof. Marco Tosi
Dipartimento di Scienze Statistiche

Laureando Clara Pomponi
Matricola N 2062666

Anno Accademico 2024/2025

Indice

Introduzione	5
1 Matera e la nomina a Capitale della Cultura Europea 2019	7
1.1 Matera come caso studio	7
1.2 Nomina a Capitale Europea della cultura	9
1.3 Gli studi precedenti	11
2 Metodologia e dati	15
2.1 Il metodo del controllo sintetico	16
2.1.1 Quadro teorico e metodo di stima	16
2.1.2 Inferenza e test di robustezza	19
2.1.3 Una scelta motivata	22
2.1.4 Discussione sulle assunzioni per una stima corretta	24
2.1.5 Questioni dibattute sul metodo	26
2.2 Modello fattoriale	28
2.2.1 Quadro teorico e metodo di stima	28
2.2.2 Inferenza	30
2.2.3 Un confronto con il controllo sintetico	31
2.3 Dati	32
2.3.1 Statistiche descrittive	39
2.4 Strategia di analisi	43
3 Risultati	47
3.1 Controllo sintetico	47
3.1.1 Test placebo	50
3.1.2 Analisi di robustezza	52

3.1.3	Riduzione del Donor pool	58
3.1.4	Effetto anticipazione?	63
3.2	Modello fattoriale	64
4	Conclusioni	69
4.1	Appendice A	73
4.2	Appendice B	76
4.3	Appendice C	77
	Bibliografia	79

Introduzione

Quando originariamente si propose l'assegnazione del titolo di Capitale della Cultura Europea, l'obiettivo principale era quello di promuovere un senso di comunità tra i cittadini europei, celebrando la ricchezza e la diversità culturale dei vari paesi. Solo con il tempo, tuttavia, sono emersi i possibili benefici che questo riconoscimento apportava alle città che lo ricevevano. Infatti la nomina accresce la visibilità internazionale della città, talvolta migliorandone l'immagine e dando nuova vita al patrimonio culturale.

Questo studio prende in esame la nomina di Matera come Capitale Europea della Cultura, annunciata nel 2014 e assegnata per l'anno 2019 e si propone di analizzare se, e in quale misura, tale nomina abbia contribuito alla trasformazione della città. In particolare l'obiettivo è analizzare l'impatto di questo riconoscimento sull'aumento dei flussi turistici, frequentemente associati a effetti positivi sull'economia locale (Padovani, Petraglia e Provenzano 2016). A livello metodologico di particolare interesse sarà il metodo del controllo sintetico. Tale analisi, dunque, oltre ad ampliare la letteratura sulla valutazione degli impatti di Matera Capitale della Cultura Europea 2019 sul turismo, contribuisce alla letteratura esistente sulle applicazioni empiriche del controllo sintetico.

Le prossime sezioni sono organizzate come di seguito riportato. Il primo capitolo 1 offre una panoramica sul percorso storico e culturale di Matera. Si evidenzieranno le modalità con le quali la Commissione Europea identifica le capitali annualmente. Infine si prendono in considerazione gli studi precedenti su Matera, con particolare risalto sui metodi e i risultati ottenuti. Nel capitolo 2 si introdurranno le metodologie e i dati utilizzati. Come già accennato grande spazio in questo lavoro di tesi è dato al metodo del controllo sintetico: si presenterà nel dettaglio il quadro teorico, il metodo di stima, le possibili tecniche inferenziali, le assunzioni alla base del metodo e si discuteranno le ragioni che hanno fatto propendere per la scelta di

tale metodo. Si presenterà successivamente un framework per valutare gli effetti di un intervento su dati aggregati utilizzando modelli fattoriali e si procederà ad un confronto con il metodo del controllo sintetico. Si continuerà illustrando i dati utilizzati e le strategie di analisi utilizzate. Il capitolo 3 è dedicato alla discussione dei risultati ottenuti nelle analisi. Infine, l'ultimo capitolo trae le conclusioni finali discutendo i limiti della ricerca e proponendo possibili sviluppi futuri.

Capitolo 1

Matera e la nomina a Capitale della Cultura Europea 2019

1.1 Matera come caso studio

Come evidenziato dalla ricostruzione storica delineata dal Comune di Matera (2024), questa città è nota per i suoi "Sassi", antichi rioni scavati nella roccia calcarea, emblema di una straordinaria simbiosi tra natura e intervento umano. Nel 1993, questi insediamenti sono stati riconosciuti dall'UNESCO come Patrimonio Mondiale dell'Umanità, primo sito del Mezzogiorno a ottenere tale riconoscimento. Eppure furono proprio i Sassi, o per meglio dire le drammatiche condizioni di vita che li caratterizzavano, a spingere nel 1948 il leader del Partito Comunista Italiano, Palmiro Togliatti, a definire Matera "vergogna nazionale". Questo appellativo metteva in luce il grave stato di degrado, arretratezza e povertà che affliggeva la città in quel periodo. Per molti anni, la bellezza e il valore storico di Matera non furono riconosciuti. Piuttosto che essere apprezzata come una meta di interesse culturale e turistico, la città era percepita come una realtà marginale, legata a una condizione di arretratezza. Nel tempo, tuttavia, la consapevolezza dell'ingente patrimonio storico e naturalistico della città si fece strada non solo tra l'opinione pubblica ma anche tra le istituzioni. Attraverso riforme, interventi legislativi e una straordinaria opera di rigenerazione urbana, Matera ha intrapreso un percorso di riscatto.

Questo cammino l'ha portata alla candidatura per il titolo di Capitale Eu-

ropea della Cultura 2019. Il 17 ottobre 2014, la città ottenne questo prestigioso riconoscimento, superando una rosa di ventuno città italiane candidate e cogliendo l'opportunità di trasformarsi in un simbolo di rinascita culturale, economica e sociale (Laureano 2007).

Quanto finora detto porta a concludere che Matera rappresenta un caso studio interessante per diverse ragioni.

In primo luogo, è una città che ha sempre avuto un enorme potenziale culturale e artistico, rimasto però in ombra per molto tempo. Per anni, infatti, non è stata considerata una vera e propria città d'arte, ma piuttosto un simbolo di degrado. Questo non solo la rende un esempio eccezionale di come una città possa reinventarsi partendo dalle proprie radici storiche, ma soprattutto offre l'occasione di valutare in che misura l'assegnazione del titolo di Capitale Europea della Cultura abbia contribuito a superare lo scetticismo e il senso di inferiorità che per secoli ne hanno rallentato lo sviluppo.

In secondo luogo, un ulteriore elemento che rende Matera un caso studio interessante è rappresentato dalla sua limitata accessibilità¹, un fattore che ha contribuito a mantenerla nascosta per lungo tempo e di conseguenza a creare una situazione pre-nomina ideale per tale studio, poiché consente di valutare il cambiamento rispetto a una base di partenza caratterizzata da una crescita turistica limitata.

Queste due considerazioni fanno immaginare un trend turistico relativamente piatto e stabile nel tempo. In questo contesto, la nomina a Capitale Europea della Cultura può essere interpretata come un evento esogeno e non pianificato, in quanto, solitamente, il titolo non viene assegnato a città già consolidate come mete culturali o turistiche internazionali. Questo aspetto riduce il rischio di distorsioni legate alla *reverse causality*, consentendo un'analisi più chiara dell'impatto diretto della nomina sui flussi turistici.

In aggiunta, come si è già sottolineato Matera è una città unica. Carlo Levi ne celebra la "dolente bellezza." Nel dossier per la candidatura di Matera a

¹In realtà la limitata accessibilità di Matera potrebbe rappresentare tuttora un potenziale limite al suo pieno sviluppo turistico. Matera, infatti, non dispone di un aeroporto proprio; il più vicino è l'Aeroporto di Bari, che si trova a circa 60 km di distanza (Matera-Basilicata 2019 2025). Anche la rete ferroviaria presenta alcune limitazioni. Ancora oggi è l'unico capoluogo di provincia italiano non servito da una ferrovia nazionale. I collegamenti con l'alta velocità passano attraverso la stazione di Ferrandina Scalo Matera, situata a circa 28 km dal centro città (Sole24Ore 2023).

capitale della cultura europea 2019, Matera viene definita "una città insieme ordinaria e straordinaria" (Fondazione Matera-Basilicata 2019). È questa armonia di contrasti, questo dualismo intrinseco che ne cattura l'essenza e la colora, rendendola, per l'appunto, unica. Tuttavia, tale unicità pone delle sfide significative a livello statistico: misurare quantitativamente l'impatto della designazione rappresenta un compito complesso, poiché impone di quantificare gli effetti concreti di un riconoscimento così multidimensionale su una realtà tanto particolare.

1.2 Nomina a Capitale Europea della cultura

L'iniziativa delle Capitali Europee della Cultura è il progetto culturale più ambizioso dell'Unione Europea per dimensioni e impatto, nonché il più conosciuto dal grande pubblico. L'iniziativa è stata proposta nel 1985 dall'allora Ministro Greco della cultura Melina Mercouri (*What are the European Capitals of Culture?* 2010). Ad oggi, ogni anno, il titolo di Capitale Europea della Cultura viene conferito a una città per ciascun paese designato, seguendo un calendario stabilito tramite una rotazione degli Stati² (*Carta dei diritti fondamentali dell'Unione Europea* 2016). Il concorso per il titolo è lanciato sei anni prima e le Capitali Europee della Cultura sono nominate almeno quattro anni prima dell'evento. L'iter di selezione è supervisionato dall'Unione Europea, attraverso un comitato indipendente composto da esperti in ambito culturale. Gli esperti valutano i progetti delle città sulla base di criteri stabiliti dal programma europeo. Il processo di selezione si suddivide in una prima fase di presentazione dei dossier di candidatura da parte dei paesi, una successiva preselezione in cui la giuria esamina e restringe la rosa delle città che saranno invitate a proseguire e infine, sulla base della raccomandazione della giuria, il paese interessato designa una città che detenga il titolo e la Commissione europea, a questo punto, ha due mesi di tempo per pubblicare l'elenco delle città designate come Capitali Europee della Cultura (Consiglio dell'Unione Europea 2014).

²Dal 1985 al 1999, veniva scelta una sola città all'anno, proposta dal paese ospitante, in base a una rotazione tra gli Stati membri. L'anno 2000 fu un'eccezione: vennero designate ben nove Capitali della Cultura. A partire dal 2001, fu introdotta una programmazione a lungo termine che prevede la possibilità di designare due Capitali ogni anno. Inoltre ogni tre anni, può essere designata anche una terza città di un paese membro dell'associazione europea di libero scambio (EFTA) o di un paese dello spazio economico europeo (SEE) o di un paese candidato o potenziale candidato all'adesione.

La scelta finale per l'anno 2019 sono state Matera in rappresentanza dell'Italia e Plodiv in rappresentanza della Bulgaria. Nell'Ottobre del 2013 vengono rese ufficiali le candidature delle 20 città italiane che, oltre a Matera, si propongono per la prima fase di selezione: Aosta, Bergamo, Cagliari, Caserta, Città diffusa Vallo di Diano e Cilento con la Regione Campania e il Mezzogiorno d'Italia, Erice, Grosseto e la Maremma, L'Aquila, Lecce, Mantova, Matera, Palermo, Perugia con i luoghi di Francesco d'Assisi e dell'Umbria, Pisa, Ravenna, Reggio di Calabria, Siena, Siracusa ed il Sud Est, Taranto, Urbino e Venezia con il Nordest (Ministero della Cultura 2013). Di queste quelle che poi, insieme a Matera, hanno superato la preselezione sono Cagliari, Lecce, Perugia, Ravenna e Siena (Ministero della Cultura 2024). Nelle analisi che seguiranno (2.1.4) si ipotizzerà che le città candidate insieme a Matera per il titolo di Capitale Europea della Cultura possano condividere caratteristiche non osservabili comuni, legate proprio alla loro candidatura per lo stesso riconoscimento. Si discuterà inoltre in che misura Cagliari, Lecce, Perugia, Ravenna e Siena abbiano beneficiato in termini di aumento nei flussi turistici a seguito del superamento della preselezione. Per poter visualizzare le tappe della fase di selezione in figura 1.1 si riporta una *timeline* in cui si evidenziano i momenti che ne hanno scandito il percorso e il periodo che si ipotizza possa aver beneficiato della nomina avvenuta nel 2014.

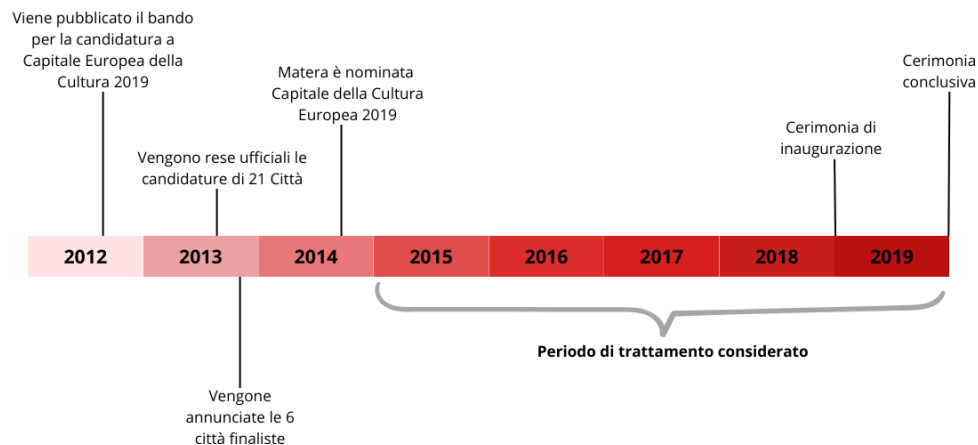


Figura 1.1: *Timeline* del percorso di selezione Matera Capitale Europea della Cultura 2019.

1.3 Gli studi precedenti

Altri lavori hanno analizzato l'impatto che la nomina ha avuto sulla città di Matera. Si menzionano in particolare due studi.

L'analisi di Favero e Malisan (2023) si propone di studiare gli impatti economici derivanti da Matera Capitale Europea della Cultura, concentrandosi sul turismo, sul mercato del lavoro e sul mercato immobiliare. Si utilizzano dati a livello provinciale per il periodo relativo agli anni 2008-2019 e viene utilizzata una metodologia *difference-in-differences*, dove come gruppo di controllo si selezionano le province del Sud. Come variabili dipendenti per la valutazione del turismo vengono scelti il numero di check-in e il numero di pernottamenti in hotel per mille abitanti. Si considera come primo anno affetto dall'intervento il 2013, anno in cui vengono annunciate le sei città finaliste per l'ottenimento della nomina. Gli autori sottolineano che, avendo un'unica unità tratta, la scelta iniziale della metodologia li avrebbe fatti propendere per il controllo sintetico. Tuttavia le serie temporali da loro utilizzate partono dal 2008. Questo comporta una finestra temporale precedente il trattamento troppo limitata per poter adottare la strategia del controllo sintetico. Validano i risultati confrontando gli effetti placebo per ciascun componente del gruppo di controllo. Dimostrano che la nomina è stato uno strumento in grado di incrementare lo sviluppo economico e sociale. In particolare riscontrano per l'anno 2019 un aumento del 119% dei check-in negli hotel e del 52% delle notti trascorse in hotel. L'analisi, dunque, evidenzia un effetto *spotlight*: la candidatura di Matera come finalista, avvenuta nel 2013, ha portato i turisti a riscoprire la città già prima che ospitasse l'evento o vincessero il titolo.

Lo studio, di carattere descrittivo, di Macrì e Samà (2022) analizza gli effetti della designazione di Matera come Capitale Europea della Cultura 2019 (avvenuta nel 2014) sul turismo e sull'economia locale, confrontandola con le altre province italiane candidate, utilizzando un approccio descrittivo. In questo lavoro, a differenza di quello di Favero e Malisan (2023), si considera come primo anno affetto dall'intervento nomina il 2015. Avvalendosi dei dati ISTAT sui flussi turistici, sul tasso di occupazione, sul numero di occupati e sul valore aggiunto pro capite per il periodo 2010-2019, confrontano i valori pre nomina e quelli post nomina osservati a Matera con la media dei valori ottenuti nelle altre province candidate. Rintracciano effetti positivi sui flussi turistici e sull'economia locale a seguito della nomina,

evidenziando l'efficacia dell'iniziativa nel valorizzare risorse culturali sottoutilizzate. Si riscontra infatti che gli arrivi sono più che raddoppiati: in media, ogni anno post 2014, si osservano 172 mila visitatori in più.

Questi due lavori sono quelli più simili a livello di dati e di impostazione metodologica tuttavia anche altri studi hanno analizzato il fenomeno. Padula (2020) nel rapporto di ricerca per la fondazione Matera-Basilicata 2019, analizza come Matera Capitale Europea della Cultura 2019 abbia innescato diversi impatti economici. In particolare viene preso in considerazione lo stretto legame tra l'evento culturale, i flussi turistici e una serie di investimenti nel campo immobiliare, culturale e delle infrastrutture. Si considera il periodo 2014-2019 utilizzando le tavole intersettoriali dell'economia della regione Basilicata. I risultati evidenziano che Matera ha avuto una crescita delle presenze turistiche del 56% tra il 2019 e la media degli anni precedenti. Srakar e Vecco (2017) redigono un documento per la valutazione ex post delle Capitali Europee della Cultura 2019: Matera e Plovdiv. Adoperano dati comunali relativi al periodo 2012-2019 sul numero di imprese operanti nel settore artistico, dell'intrattenimento e della ricreazione, nonché il numero di persone impiegate in tali settori; dati comunali relativi al periodo 2017-2020 riguardanti le proprietà in affitto di AirBnB e Vrbo; dati regionali sul numero di turisti nel periodo 2012-2019 e soprattutto dati derivati da 60 interviste agli *stakeholder* chiave. A causa dell'epidemia di COVID-19, le visite inizialmente pianificate in entrambe le città non hanno avuto luogo e le interviste faccia a faccia sono state sostituite da interviste a distanza. Gli autori sottolineano che le risorse per la valutazione, non hanno permesso modelli dettagliati, valutazioni dell'impatto economico o indagini su larga scala. La valutazione dell'impatto è per lo più legata all'analisi dei dati raccolti dalle interviste e dalle evidenze che emergono dai dati osservati. Per quanto riguarda i risultati ottenuti sui flussi turistici evidenziano un impatto significativo sul turismo regionale in Basilicata che, nel periodo compreso tra il 2012 e il 2019, ha registrato un aumento dei turisti superiore rispetto al resto d'Italia, passando da circa 520.000 turisti nel 2012 a quasi 950.000 nel 2019.

In tutti i lavori, dunque, si riscontra un impatto significativo in termini di incremento nei flussi turistici. In questo studio non ci si limiterà a valutare gli effetti basandosi sulla sola osservazione dei dati, ma si applicherà un metodo di previsione controfattuale che permette di stabilire con un certo grado di certezza l'impatto che la nomina ha avuto sul turismo. Un approccio simile viene adottato

anche da Favero e Malisan (2023). La differenza principale con questo studio risiede nell'utilizzo della metodologia del controllo sintetico, anziché della difference-in-differences che, come si vedrà successivamente (2.1.3), risulta essere preferibile nel caso studio preso in esame. Questo è possibile dal momento che, a differenza di tutti i lavori precedenti, si valuta un periodo temporale più ampio che parte dal 2000. Nel lavoro di Srakar e Vecco (2017) per la valutazione degli arrivi turistici, viene utilizzato un approccio basato su dati regionali, assumendo che il fenomeno di Matera abbia coinvolto anche la provincia di Potenza. La stessa idea è condivisa da Favero e Malisan (2023), che escludono Potenza dal gruppo di controllo trattandola come parzialmente trattata. In questo lavoro si assume che l'unica provincia che trae un beneficio dalla nomina è Matera. Anche in questo caso, l'utilizzo del controllo sintetico consentirà di evidenziare eventuali effetti della nomina sul turismo a Potenza. Un'ultima questione riguarda la scelta dell'anno "spartiacque" tra il periodo pre intervento e post intervento. Tutti i precedenti lavori, ad eccezione di Favero e Malisan (2023), individuano tale anno con l'anno dell'annuncio della vittoria del titolo, ossia il 2014. Favero e Malisan (2023), invece, scelgono come anno del trattamento il 2013 motivando che già da prima che fosse annunciata la vittoria di Matera si era innescato un meccanismo di promozione del territorio dettato dalla presentazione della candidatura per il bando nazionale e dalla proclamazione di Matera tra le città finaliste. In questo studio, similmente agli altri lavori, si individuerà l'anno "spartiacque" nel 2014, tuttavia attraverso il metodo del controllo sintetico si valuterà la presenza di un possibile effetto anticipazione.

Capitolo 2

Metodologia e dati

Questa analisi si pone, dunque, l'obiettivo di valutare se la nomina a capitale della cultura Europea 2019 di Matera avvenuta nel 2014 abbia avuto un effetto positivo sul turismo. Dalle statistiche descrittive che si vedranno nella prossima sezione (2.3.1) e in particolare dal grafico 2.3 è indubbio che il 2014 sia stato un anno di svolta per il turismo a Matera. Tuttavia non è possibile limitarsi all'osservazione di un trend per trarre conclusioni certe su ciò che ne ha determinato l'andamento. Sebbene la ricerca puramente descrittiva abbia un ruolo importante, la ricerca più interessante nelle scienze sociali riguarda domande di causa ed effetto. Una relazione causale dice cosa accadrebbe in mondi alternativi o per meglio dire in mondi controfattuali (Angrist e Pischke 2009).

Questo è il contesto in cui trovano ampio impiego i metodi di inferenza causale, dove l'obiettivo principale è spesso quello di stimare l'effetto di un trattamento o di una politica su una specifica variabile di interesse. In questi ambiti, i dati provengono frequentemente da studi osservazionali, dove manca la randomizzazione e le variabili sono raccolte senza un disegno sperimentale predefinito, per cui viene meno un controllo diretto sulla loro distribuzione. Lo scopo di questi metodi di inferenza causale è di massimizzare la validità interna, identificando una strategia per stimare l'impatto del trattamento attraverso la creazione di un gruppo di controllo che, idealmente, rappresenta le unità trattate come se non fossero mai stata trattate. Nel contesto dell'inferenza causale, esistono una serie di metodi per stimare gli effetti degli interventi mettendo in relazione l'esito potenziale non osservato delle unità che subiscono l'intervento di interesse con l'esito osservato

delle unità che non subiscono l'intervento di interesse. Come si è visto negli studi precedenti (1.3), venivano utilizzate diverse strategie basate su idee teoriche dei ricercatori per includere nel gruppo di controllo le province del sud o le province che potenzialmente avrebbero potuto vincere il titolo.

La scelta tra questi metodi—variabili strumentali, *regression discontinuity design*, metodi di *matching*, *difference-in-differences*...)—dipende dalla disponibilità dei dati, dal tipo di trattamento analizzato e dalla domanda di ricerca (Contu e Pau 2022).

In questo studio si sceglie di utilizzare il metodo del controllo sintetico in cui si considera come trattamento la nomina a Capitale della Cultura Europea avvenuta nel 2014, quindi si considera come unica unità trattata Matera.

2.1 Il metodo del controllo sintetico

Il metodo del controllo sintetico è stato originariamente proposto in Abadie e Gardeazabal (2003) e in Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) con l'obiettivo di valutare gli effetti causali di interventi o politiche implementati ad un livello aggregato (città, regioni, paesi, etc). Esso sfrutta la disponibilità di più serie storiche che vengono poste a confronto in un'ottica di studio comparativo. Si sfrutta questa ricchezza informativa per stimare l'effetto di un intervento, che viene avviato, solitamente, in una sola entità geografica e dunque registrato in una sola serie storica tra quelle considerate (Argentin 2017). Tale metodo consente, dunque, di costruire un controfattuale accurato anche in contesti complessi e con dati limitati, superando le limitazioni di approcci tradizionali.

2.1.1 Quadro teorico e metodo di stima

Seguendo la notazione utilizzata in Abadie (2021) si suppone di osservare $J + 1$ unità. Inoltre per semplicità si suppone che la prima ($j = 1$) sia esposta all'intervento di interesse, lasciando così J unità come potenziali controlli. Il donor pool, ovvero l'insieme dei confronti potenziali, $j = 2, \dots, J + 1$, è una raccolta di unità non trattate che non sono state influenzate dall'intervento. I dati coprono T periodi e i primi T_0 periodi sono antecedenti l'intervento. Per ciascuna unità j e ciascun momento t (con $t = 1, \dots, T$) si osserva l'esito di interesse, Y_{jt} .

Per ogni unità j , si osserva anche un insieme di k predittori, $X_{1j}, \dots, X_{kj}$, che possono includere valori pre-intervento di Y_{jt} e che non sono essi stessi influenzati

dall'intervento. I $k \times 1$ vettori $X_1, \dots, X_{J+1}$, contengono i valori dei predittori per le unità $j = 1, \dots, J + 1$, rispettivamente. La matrice $k \times J$, $X_0 = [X_2 \cdots X_{J+1}]$, raccoglie i valori dei predittori per le J unità non trattate.

Si assume ¹ che gli interventi non abbiano impatto prima della loro implementazione (anche se questo non rappresenta un reale problema per la stima). Si ipotizza inoltre assenza di interferenza tra unità, ossia che gli outcome delle unità non trattate non siano influenzati dal trattamento e infine che nessuna unità nel pool di donatori abbia subito un intervento simile nel periodo di analisi considerato.

Per un periodo t (con $t > T_0$), l'effetto dell'intervento è definito come:

$$\tau_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N, \quad (2.1)$$

Dove Y_{1t}^I è l'esito della variabile risposta per l'unità sottoposta al trattamento e Y_{1t}^N è l'esito della variabile risposta per l'unità trattata che si sarebbe osservato in assenza del trattamento. Poiché la prima unità è esposta all'intervento dopo il periodo T_0 , segue che per $t > T_0$ abbiamo $Y_{1t} = Y_{1t}^I$. In altre parole, per l'unità influenzata dall'intervento e in un periodo post-intervento, si osserva l'esito potenziale sotto l'intervento. La grande sfida è stimare Y_{1t}^N per $t > T_0$, ossia come l'esito di interesse si sarebbe evoluto per l'unità trattata in assenza dell'intervento, ossia stimare un esito controfattuale.

Tornando all'equazione (2.1) si vede come, dato che Y_{1t}^I è osservato, il problema di stimare l'effetto di un intervento è equivalente al problema di stimare Y_{1t}^N . Inoltre, l'equazione (2.1) consente all'effetto dell'intervento di variare nel tempo. Questo è cruciale, poiché gli effetti di un intervento potrebbero non essere istantanei e potrebbero accumularsi o dissiparsi con il passare del tempo dopo l'intervento.

Un controllo sintetico è definito come una media ponderata di alcune unità nel donor pool. Formalmente, può essere rappresentato da un vettore $J \times 1$ di pesi, $W = (w_2, \dots, w_{J+1})'$.

Dato un insieme di pesi W , gli stimatori sintetici per Y_{1t}^N e τ_{1t} sono, rispettivamente:

$$\hat{Y}_{1t}^N = \sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt}, \quad (2.2)$$

$$\hat{\tau}_{1t} = Y_{1t} - \hat{Y}_{1t}^N. \quad (2.3)$$

¹Per una trattazione delle assunzioni nel caso studio di Matera si veda la sezione 2.1.4.

Per evitare estrapolazioni, i pesi sono vincolati a essere non negativi ² e a sommare a uno .

La questione cruciale rimane, dunque, la scelta a livello pratico dei pesi $w_2, \dots, w_{J+1}$. Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) propongono di scegliere $w_2, \dots, w_{J+1}$ in modo tale che il controllo sintetico risultante riproduca al meglio i valori pre-intervento dei predittori della variabile di esito per l'unità trattata. In altre parole, dato un insieme di costanti non negative $v_1, \dots, v_k$, propongono di scegliere il controllo sintetico $W^* = (w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)'$ che minimizza:

$$\|X_1 - X_0 W\|_k = \left(\sum_{h=1}^k v_h (X_{h1} - w_2 X_{h2} - \dots - w_{J+1} X_{hJ+1})^2 \right)^{1/2}, \quad (2.4)$$

soggetto al vincolo che $w_2, \dots, w_{J+1}$ siano non negativi e sommino a uno.

L'effetto del trattamento stimato per l'unità trattata al tempo $t = T_0 + 1, \dots, T$ è dato da:

$$\hat{\tau}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}. \quad (2.5)$$

Le costanti positive $v_1, \dots, v_k$ in (2.4) riflettono l'importanza relativa di far sì che il controllo sintetico riproduca i valori di ciascuno dei k predittori per l'unità trattata, $X_{11}, \dots, X_{k1}$. Per un dato insieme di pesi $v_1, \dots, v_k$, minimizzare l'equazione (2.4) può essere facilmente realizzato tramite un'ottimizzazione quadratica vincolata.

In altre parole, ogni possibile scelta di $V = (v_1, \dots, v_k)$ genera un controllo sintetico $W(V) = (w_2(V), \dots, w_{J+1}(V))'$, che può essere determinato minimizzando l'equazione (2.4), soggetto al vincolo che i pesi in $W(V)$ siano positivi e sommino a uno.

Naturalmente, rimane la questione su come scegliere V . Una scelta semplice per v_h è l'inverso della varianza di $X_{h1}, \dots, X_{hJ+1}$, che in pratica riscalda tutte le righe di $[X_1 : X_0]$ affinché abbiano varianza unitaria. In alternativa, Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) propongono di scegliere V in modo tale che il controllo sintetico $W(V)$ minimizzi l'errore quadratico medio di previsione (MSPE) del controllo sintetico rispetto a Y_{1t} :

$$\sum_{t \in \mathcal{T}_0} (Y_{1t} - w_2(V) Y_{2t} - \dots - w_{J+1}(V) Y_{J+1,t})^2, \quad (2.6)$$

²In realtà tale vincolo può essere rilassato per consentire estrapolazioni (Abadie 2021).

per un insieme $\mathcal{T}_0 \subseteq \{1, 2, \dots, T_0\}$ di periodi pre-intervento.

2.1.2 Inferenza e test di robustezza

L'uso dell'inferenza statistica negli studi comparativi, ossia gli studi in cui si confrontano gli esiti di due gruppi, è tendenzialmente difficile a causa della natura dei dati: campione di piccole dimensioni, assenza di randomizzazione e mancanza di un campionamento probabilistico per selezionare le unità del campione. Queste limitazioni complicano l'applicazione dei tradizionali approcci all'inferenza statistica. Tuttavia la formalizzazione della scelta delle unità di controllo fornita dal metodo del controllo sintetico apre la strada a una modalità di inferenza quantitativa. (Abadie, Diamond e Hainmueller 2015). Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) propongono un metodo di inferenza basato su metodi di permutazione: l'effetto dell'intervento viene stimato separatamente per ciascuna delle unità nel campione, a prescindere quindi che abbiano subito o meno l'intervento. Una distribuzione di permutazione può essere quindi ottenuta riassegnando iterativamente il trattamento alle unità nel donor pool e stimando gli effetti placebo a ogni iterazione. La distribuzione di permutazione è quindi costruita combinando l'effetto stimato per l'unità trattata e gli effetti placebo stimati per le unità nel donor pool. Il presupposto è che la fiducia nell'affidabilità della stima verrebbe meno qualora si osservassero stime simili o addirittura maggiori quando l'intervento viene artificialmente riassegnato a unità che non sono state direttamente esposte all'intervento. L'effetto del trattamento, infatti, è considerato statisticamente significativo se la sua dimensione risulta estrema rispetto alla distribuzione di permutazione, ossia se risulta maggiore gli effetti stimati per le unità non trattate. Una potenziale complicazione di questa procedura è che, anche se il controllo sintetico riesce ad adattarsi bene alla traiettoria della variabile di outcome per l'unità trattata nel periodo pre-trattamento, lo stesso potrebbe non essere vero per tutte le unità nel donor pool. Per affrontare questo problema Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) propongono una statistica test che misura il rapporto tra la qualità dell'adattamento post-trattamento rispetto a quella pre-trattamento.

Per $0 \leq t_1 \leq t_2 \leq T$ e per ogni unità $j = 1, \dots, J + 1$, si definisce:

$$R_j(t_1, t_2) = \left(\frac{1}{t_2 - t_1 + 1} \sum_{t=t_1}^{t_2} (Y_{jt} - \hat{Y}_{jt}^N)^2 \right)^{1/2} \quad (2.7)$$

dove $\hat{Y}_{jt}^N$ è il valore stimato per l'unità j dal controllo sintetico nel periodo t , quando j è trattata e tutte le altre J unità vengono usate per costruire il donor pool.

Questa misura rappresenta l'errore quadratico medio di previsione (RMSPE) dello stimatore del controllo sintetico per l'unità j nei periodi $t_1, \dots, t_2$.

Il rapporto tra RMSPE post-trattamento e pre-trattamento per l'unità j è definito come:

$$r_j = \frac{R_j(T_0 + 1, T)}{R_j(1, T_0)} \quad (2.8)$$

Questa statistica r_j misura la qualità dell'adattamento del controllo sintetico dopo il trattamento, rispetto alla qualità dell'adattamento prima del trattamento.

Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) utilizzano la distribuzione di permutazione di r_j per effettuare inferenza. In sostanza "la fiducia che una stima elevata del controllo sintetico rifletta l'effetto dell'intervento sarebbe compromessa se l'entità dell'effetto stimato rientrasse ampiamente all'interno della distribuzione degli effetti placebo" (Abadie, Diamond e Hainmueller 2010). Ossia se la distribuzione degli effetti placebo produce molti effetti di entità simile alla stima per l'unità trattata, allora è probabile che l'effetto stimato sia avvenuto per puro caso (Keefe e Hepp 2024).

Di recente sono stati proposti metodi alternativi per fare inferenza. In particolare Cattaneo, Feng e Titiunik (2021) propongono intervalli di previsione condizionali. La costruzione degli intervalli si basa sull'osservazione che l'incertezza statistica della predizione³ del controllo sintetico è governata da due distinti fonti di incertezza.

Il primo tipo di incertezza viene definita *in-sample*: questa incertezza deriva dal processo di stima dei pesi del controllo sintetico nel periodo pre-trattamento ed è calcolato come differenza tra i pesi stimati e dei pesi pseudo-veri, definiti come il risultato di un problema di minimizzazione teorico. Il secondo tipo di incertezza viene definito *out-of-sample* e riguarda la stima dell'esito controfattuale dell'unità trattata nel periodo post-trattamento. Può essere stimata attraverso tre approcci

³Si noti che in questo contesto si parla di predizione e non di stima per sottolineare che ci si sta riferendo a quello che nella formula 2.1 si è indicato con Y_{1t}^N con $t > T_0$. In altre parole si parla di previsione per riferirsi alla stima del controfattuale e la si chiama previsione perchè di fatto prevede una situazione non accaduta

diversi che si basano su momenti condizionali, modelli *location-scale* e regressione quantilica. Gli intervalli di previsione per il controfattuale si ottengono combinando le stime dell'incertezza *in-sample* e *out-of-sample*.

Indipendentemente dal metodo di stima utilizzato nell'analisi, le principali conclusioni di uno studio empirico dovrebbero mostrare un certo grado di robustezza rispetto a variazioni nella progettazione dello studio.

Nel contesto del controllo sintetico, due aspetti fondamentali della progettazione dello studio possono influenzare i risultati: la scelta delle unità nel donor pool, che corrisponde alle colonne della matrice X_0 e la selezione dei predittori della variabile di outcome, che corrisponde alle righe della matrice $[X_1 : X_0]$.

Un tipico test di robustezza è l'analisi *leave-one-out*. Questa analisi può essere condotta sia a livello di unità che a livello di predittori. Nel primo caso, si rimuove una alla volta ciascuna delle unità che contribuiscono alla costruzione del controllo sintetico, valutando l'impatto della loro esclusione sui risultati. Ci si aspetta che uno stimatore robusto faccia sì che le stime ottenute con il metodo *leave-one-out* seguano da vicino l'andamento della serie storica dell'outcome di interesse prima dell'intervento e che non si discosti esageratamente neanche nel periodo di post-trattamento. Similmente si procede per il test *leave-one-out* a livello di predittori escludendo una alla volta le variabili utilizzate per la stima. Escludendo un'unità o una variabile con peso positivo, ovviamente, si sacrifica parte della qualità dell'adattamento, ma questa verifica di sensibilità permette di valutare fino a che punto i risultati dipendono da un particolare paese di controllo o da uno specifico predittore (Abadie, Diamond e Hainmueller 2015).

Un ulteriore esercizio di validazione efficace e visivamente interpretabile può essere ottenuto retrodatando artificialmente il trattamento. Ricordando che i dati coprono T periodi e i primi T_0 periodi sono antecedenti l'intervento, l'idea in pratica è di considerare come periodo del trattamento non T_0 bensì T_0^b , dove $T_0^b < T_0$. Questo implica che i pesi del controllo sintetico vengono calcolati utilizzando solo i dati per $t = 1, \dots, T_0^b$. Retrodatare il trattamento a T_0^b crea $T_0 - T_0^b$ periodi di esclusione e quindi $t = T_0^b + 1, \dots, T_0$ periodi disponibili per validare le previsioni del metodo di controllo sintetico. Qualora, retrodatando il trattamento, emergesse una discrepanza nel periodo compreso tra il trattamento fittizio e il trattamento reale, tra la stima ottenuta con la retrodatazione e quella senza, allora questo sarebbe sintomo di uno stimatore non valido. In particolare, tale discrepanza potrebbe

suggerire che l'effetto di trattamento è stato anticipato, il che comprometterebbe l'affidabilità delle stime ottenute senza retrodatazione. Il *backdating*, infatti, è comunemente usato nelle recenti analisi empiriche per valutare l'assunzione di assenza di effetti di anticipazione, si veda ad esempio Krajewski e Hudgens (2024) e Lawson e Smith (2023).

2.1.3 Una scelta motivata

Come già evidenziato, nel contesto dell'inferenza causale, esistono una serie di metodi per stimare gli effetti degli interventi mettendo in relazione l'esito potenziale non osservato con l'esito potenziale osservato dell'unità che non subisce l'intervento di interesse. I vantaggi del controllo sintetico sono molti. Abadie (2021) ne fa una trattazione approfondita e articolata. Nel caso specifico preso in considerazione in questa analisi, i motivi che hanno fatto propendere per tale scelta, in particolare rispetto all'alternativa del modello *difference-in-differences*, sono principalmente tre.

In primis il controllo sintetico è un metodo che si adatta bene al caso studio di Matera in quanto è consigliabile nelle situazioni in cui si ha un'unica unità trattata e/o poche unità di controllo. In questi casi, infatti, i metodi tradizionali potrebbero fallire poichè si basano su assunzioni che diventano difficili da rispettare con un numero ridotto di unità. .

In secondo luogo, il modello del controllo sintetico consente di superare la necessità di individuare un'unità di controllo non esposta che approssimi le caratteristiche più rilevanti dell'unità trattata. Questo approccio riduce, in parte, la discrezionalità nella selezione delle unità di controllo, poiché la costruzione del controllo sintetico avviene in modo *data-driven*, basandosi su caratteristiche osservabili per minimizzare il bias derivante da scelte arbitrarie (Contu e Pau 2022). Tale vantaggio risulta particolarmente rilevante nel caso in esame, in cui sarebbe stato complesso identificare manualmente le unità di controllo più appropriate, considerata l'eterogeneità delle province italiane in termini di sviluppo turistico.

Infine, a differenza del *difference-in-differences*, che assume che i confondenti non osservati siano costanti nel tempo (in modo da poterli eliminare tramite differenze temporali), il metodo del controllo sintetico permette che gli effetti delle variabili non osservate varino nel tempo (Abadie, Diamond e Hainmueller 2010). Per vedere questo formalmente, Abadie et al. (2010) assumono che l'outcome che

sarebbe stato osservato per l'unità i nel periodo t in assenza del trattamento, Y_{it}^N , sia descritto dal seguente modello a fattori:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

dove:

- δ_t è un fattore comune ignoto con *factor loadings* costanti tra le unità
- Z_i è un vettore ($r \times 1$) di covariate osservate (non influenzate dall'intervento)
- θ_t è un vettore ($1 \times r$) di parametri sconosciuti
- λ_t è un vettore ($1 \times F$) di fattori comuni non osservati
- μ_i è un vettore ($F \times 1$) di factors loadings ignoti
- ε_{it} rappresenta shock transitori non osservati con media zero.

L'Equazione 2.9 rappresenta, infatti una generalizzazione del modello *difference-in-differences* con effetti fissi: se λ_t è costante per tutti i t , allora l'Equazione 2.9 si riduce al modello *difference-in-differences* con effetti fissi. Pertanto, il modello *difference-in-differences* consente la presenza di confondenti non osservati μ_i ma ne limita l'effetto a essere costante nel tempo. Al contrario, il controllo sintetico consente all'effetto delle caratteristiche confondenti non osservate di variare nel tempo. Questo rappresenta sicuramente un punto a favore del metodo del controllo sintetico nel contesto preso in esame. Infatti eventi che si vedranno più avanti (2.3) come il riconoscimento UNESCO del 1993 o alcuni film girati nella città dei Sassi come ad esempio "The Passion" del 2004 potrebbero aver contribuito ad un incremento della percezione internazionale della città che influisce, in qualche modo, sia sulla candidatura di Matera a Capitale Europea della Cultura sia sul turismo.

A supporto della scelta di tale modello alcuni studi empirici che esaminano i flussi turistici ottengono risultati che fanno ben sperare che il controllo sintetico sia un metodo efficace per isolare l'effetto di un intervento su un'unità specifica, permettendo di confrontare il suo trend con quello di un insieme di unità di controllo che replicano il comportamento pre-trattamento. Lahura e Sabrera (2022) utilizzano il controllo sintetico per analizzare come la costruzione del primo sistema di funivia del Perù e la riqualificazione di un aeroporto situato nella città di Jaen abbiano influenzato il numero di visitatori del sito archeologico di Kuelap. Come variabile dipendente utilizzano il numero di visitatori dei siti turistici per il periodo 2008-2018. Dimostrano che l'investimento in infrastrutture turisti-

che ha determinato un aumento di circa il 100% del numero di visite a Kuelap. I risultati sono robusti all'eliminazione dei siti colpiti da un fenomeno meteorologico che avrebbe potuto distorcere le stime ottenute e all'inclusione di covariate relative allo sviluppo turistico. Dorn, Gaebler e Potrafke (2020) studiano come il turismo in una regione delle Alpi Bavaresi sia cambiato a seguito della conversione di una base aerea militare in un aeroporto commerciale regionale nello stato tedesco della Baviera. I risultati, sottoposti a diversi test di robustezza, mostrano che l'aeroporto commerciale ha aumentato il turismo nella regione di Allgäu nel periodo 2008-2016. Contu e Pau (2022) esaminano l'impatto che la distribuzione della serie tv *Game of Thrones* ha avuto sugli arrivi turistici a Dubrovnik, dove sono state girate la maggior parte delle scene. Anche in questo caso si utilizzano test placebo e test *leave-one-out*. Lo studio fornisce evidenza empirica dell'impatto positivo dell'industria cinematografica sul turismo nel caso specifico di *Game of Thrones* e Dubrovnik.

2.1.4 Discussione sulle assunzioni per una stima corretta

È importante sottolineare che per ottenere una stima accurata dell'effetto del trattamento, è fondamentale che le condizioni evidenziate nella sezione 2.1.1 siano rispettate (McClelland e Mucciolo 2022). Si procede dunque ad una valutazione delle ipotesi declinandole al caso studio preso in esame.

In primo luogo il trattamento non deve provocare alcun effetto prima che venga attuato.

Nel contesto di Matera, è plausibile che l'annuncio della nomina nel 2014 abbia generato un crescente interesse mediatico e turistico per la città già nei mesi e negli anni precedenti la nomina ufficiale, portando ad un aumento delle visite ancor prima del 2014. Tuttavia, il metodo del controllo sintetico consente di affrontare quello che spesso viene chiamato effetto anticipazione. Se emergesse un'evidenza chiara di un impatto pre-trattamento sui flussi turistici di Matera, sarebbe possibile rivedere l'analisi considerando un periodo di trattamento anticipato, per esempio ridefinendo T_0 come il primo periodo in cui l'outcome può potenzialmente reagire all'intervento e ricalcolando il modello con la nuova specificazione temporale, in modo da poter stimare l'intero effetto dell'intervento. (Abadie, Diamond e Hainmueller 2010).

In secondo luogo, affinché il metodo del controllo sintetico produca stime affidabili, il trattamento non deve influenzare l'esito nelle unità del donor pool. È plausibile presumere che la nomina di Matera a Capitale Europea della Cultura 2019 abbia avuto un impatto diretto solo sulla provincia di Matera, senza effetti significativi sulle altre province italiane. Questo perché il titolo ha generato una maggiore attrattività turistica e investimenti specificamente rivolti a Matera, senza estendersi in modo sistematico alle altre province italiane. Questa ipotesi metodologica non è lontana da quella adottata nel classico studio di Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) in cui si assume che le vendite di sigarette negli stati confinanti con la California, come il Nevada o l'Arizona, non siano influenzate dalla politica fiscale adottata dalla California. Analogamente, nel nostro caso, si assume che le province italiane nel donor pool non abbiano subito variazioni nei flussi turistici direttamente riconducibili alla nomina di Matera, rendendo così valida l'identificazione del suo effetto attraverso il metodo del controllo sintetico.

In terzo luogo, nessuna unità nel pool di donatori deve aver subito un cambiamento di politica simile a quello della città trattata. Infatti, se le unità nel donor pool subiscono un trattamento comparabile, il rischio è che l'effetto stimato sia distorto (Abadie 2021)

Matera è stata l'unica città italiana a ricevere ufficialmente il titolo di Capitale Europea della Cultura per il 2019, con la designazione avvenuta nel 2014. Tuttavia, come discusso nella sezione 1.2, altre città italiane avevano presentato la propria candidatura per lo stesso titolo. Tra queste Cagliari, Lecce, Perugia, Ravenna e Siena -e ovviamente Matera stessa- vengono annunciate nel 2013 come finaliste per la nomina dalla Commissione Europea, creando una certa esposizione mediatica anche per queste ultime. Sebbene tali città non abbiano ricevuto tutti i benefici derivanti dalla nomina ufficiale, nel 2015 sono state designate come Capitali Italiane della Cultura, un riconoscimento che potrebbe aver avuto un impatto sulla loro attrattività turistica, seppur in misura minore rispetto a Matera. Inoltre, negli anni successivi anche Mantova (2016), Pistoia (2017) e Palermo (2018) hanno ottenuto il titolo di Capitale Italiana della Cultura.

Per questo motivo, dal momento che si riscontra anche un miglioramento in termini empirici dei modelli stimati nella sezione 3, si decide di escludere queste città dal donor pool per garantire una migliore identificazione dell'effetto della nomina.

2.1.5 Questioni dibattute sul metodo

- Il donor pool

La validità del metodo del controllo sintetico dipende fortemente dalla scelta del donor pool. Abadie e Vives-i-Bastida (2022) sottolineano che un donor pool troppo ampio può far incorrere nel problema dell'overfitting e che è consigliabile considerare solo unità con caratteristiche simili all'unità trattata nonostante questo comporti, molto spesso, un peggioramento nell'adattamento nel periodo pre-trattamento del controllo sintetico. Tuttavia Araujo (2024) evidenzia come la scelta soggettiva del donor pool sia ancora ad oggi una sfida. Infatti è difficile stabilire a priori quali unità potrebbero rappresentare meglio un controllo per l'unità trattata. La composizione di un donor pool simile all'unità trattata spesso comporta decisioni soggettive da parte dei ricercatori. Non esiste una guida formale su come selezionare le unità di controllo in modo oggettivo. Questa mancanza di formalizzazione può portare a differenti standard e approcci tra i ricercatori (Greathouse, Bayani e Coupet 2023). Spesso si ricorre ad una restrizioni dettata da conoscenze contestuali del fenomeno, ad esempio in un dei più noti studi sul controllo sintetico, quello sull'impatto della riunificazione tedesca, Abadie, Diamond e Hainmueller (2015) restringono il donor pool a un insieme di economie dell'OCSE. In generale, in letteratura, la selezione di un donor pool sulla base di caratteristiche geografiche, politiche o economiche è la strategia più adottata. Tuttavia ciò lascia spazio ad un certo grado di soggettività da parte del ricercatore, per ridurre tale soggettività, sono stati proposti diversi metodi. Uno fra questi è il trimming basato sulla similarità in termini di variabili osservate. In particolare McClelland e Mucciolo (2022) propongono un metodo grafico volto a valutare l'effetto della rimozione di unità con predittori che si discostano significativamente dall'unità trattata. L'idea è quella di limitare il donor pool, includendo, ad esempio, solo quelli con predittori a meno di un numero di deviazioni standard tali per cui non si osservano valori isolati e particolarmente distanti dall'unità trattata.

- L'adattamento pre-intervento

Nella pratica, spesso non esiste alcun insieme di pesi che permette una riproduzione esatta dell'outcome pre-trattamento dell'unità trattata e anzi come

sottolineano Lahura e Sabrera (2022) in molte applicazioni, l'adattamento pre-trattamento non è perfetto. In questi casi, il controllo sintetico viene stimato in modo che la combinazione lineare generata dai pesi sia soddisfatta approssimativamente. È inoltre importante tenere a mente che, come evidenziano Pickett, Hill e Cowan (2022), un adattamento pre-trattamento "troppo perfetto" potrebbe indicare overfitting, ovvero che il modello si adatta troppo ai dati pre-trattamento, e quindi non è in grado di generalizzare ai dati post-trattamento. In più un ottimo adattamento pre-trattamento non garantisce di per sé la validità causale del modello né tantomeno esclude la presenza di variabili non osservate che potrebbero influenzare i risultati (Pickett, Hill e Cowan 2022). Infatti questa non è l'unica metrica da considerare, si veda a tal proposito la sezione 2.1.2.

- Le variabili di controllo

Come discusso da Ferman, Pinto e Possebom (2020), non esiste un consenso unanime su quali predittori dovrebbero essere utilizzati nelle applicazioni del controllo sintetico. La prassi standard è quella di utilizzare gli outcome pre-trattamento e le covariate per costruire il controllo sintetico, cercando di bilanciare il più possibile l'outcome pre-trattamento. Di solito, si utilizzano combinazioni lineari degli outcome pre-intervento come predittori, ma non esiste una raccomandazione formale su questa scelta. Se non ci sono valide ragioni per includere le covariate nell'analisi, Ferman, Pinto e Possebom (2020) consigliano di utilizzare la specificazione che include tutti i periodi pre-trattamento, poiché minimizza l'MPSE nel periodo pre-trattamento e poiché non è soggetta alla scelta arbitraria di ritardi dell'outcome pre-trattamento come predittori. Ashok Kaul e Schieler (2022) tuttavia mettono in guardia sull'utilizzo, sempre più diffuso, di includere sia variabili di controllo che l'intero percorso di pre-trattamento della variabile di interesse come predittori. Dimostrano come questa pratica rende tutte le variabili di controllo irrilevanti in molti contesti. Questa scoperta è valida indipendentemente da quanto siano importanti queste covariate per prevedere accuratamente i valori post-trattamento del risultato. Ashok Kaul e Schieler (2022) raccomandano piuttosto di includere un numero limitato di ritardi dell'outcome come predittori qualora si volessero usare anche altre variabili come controllo.

2.2 Modello fattoriale

Il modello fattoriale è un approccio ampiamente utilizzato nelle analisi dei dati per comprendere la struttura sottostante a un insieme di variabili osservate. Si basa sull'idea che le variabili misurate siano influenzate da un numero più limitato di fattori che rappresentano costrutti non osservabili. Bai e Wang (2024) propongono un framework per valutare gli effetti di un intervento su dati aggregati utilizzando modelli fattoriali. L'assunzione di base è che l'intervento causi cambiamenti strutturali nei pesi fattoriali per l'unità trattata. I possibili vantaggi di questo metodo rispetto al controllo sintetico sono la possibilità di valutare l'assunzione di cambiamenti strutturali nei pesi fattoriali attraverso degli *structural breaks test* dei pesi fattoriali e il fatto che in questo contesto per la stima non sono necessarie ottimizzazioni numeriche.

2.2.1 Quadro teorico e metodo di stima

Si consideri il quadro teorico descritto per il controllo sintetico nella sezione 2.1.1: una variabile Y , indicizzata per unità e tempo, ovvero Y_{jt} , con $j = 1, 2, \dots, J + 1$ e $t = 1, 2, \dots, T$. Anche in questo caso per semplicità assumiamo che la prima unità ($j = 1$) sia esposta all'intervento. In tale contesto si indica l'esito potenziale per l'unità j nel periodo t con $Y_{jt}(d)$, $d = 0, 1$, dove $d = 1$ si riferisce al caso di trattamento e $d = 0$ al caso di assenza di trattamento. Supponiamo che l'intervento avvenga nel periodo T_0 , con $1 < T_0 < T$. Gli esiti potenziali sono assunti seguire un modello fattoriale:

$$Y_{jt}(d) = \lambda_j(d)'f_t + \varepsilon_{jt}, \quad d = 0, 1 \quad (2.10)$$

dove ε_{jt} rappresenta l'errore non indicizzato da d .

Per l'unità trattata si ha:

$$Y_{1t} = \begin{cases} \lambda_1(0)'f_t + \varepsilon_{1t} = Y_{1t}(0), & t \leq T_0, \\ \lambda_1(1)'f_t + \varepsilon_{1t} = Y_{1t}(1), & t > T_0 \end{cases} \quad (2.11)$$

Per le unità non trattate:

$$Y_{jt} = \lambda_j(0)'f_t + \varepsilon_{jt} = Y_{jt}(0), \quad j = 2, \dots, J + 1, t = 1, \dots, T \quad (2.12)$$

L'effetto causale per l'unità trattata è:

$$\tau_{1t} = Y_{1t}(1) - Y_{1t}(0) = Y_{1t} - Y_{1t}(0), \quad t > T_0 \quad (2.13)$$

Utilizzando il modello fattoriale, si può riscrivere τ_t come:

$$\tau_{1t} = [\lambda_1(1)' f_t + \varepsilon_{1t}] - [\lambda_1(0)' f_t + \varepsilon_{1t}] = [\lambda_1(1) - \lambda_1(0)]' f_t, \quad t > T_0. \quad (2.14)$$

Questa rappresentazione consente di valutare l'origine degli effetti causali in termini di cambiamenti strutturali nei carichi fattoriali. L'effetto causale individuale τ_t è identificabile perché $\{\lambda_1(d), f_t\}$, $d = 0, 1$ sono identificabili. Un naturale stimatore per τ_{1t} , per $t > T_0$ è:

$$\hat{\tau}_{1t} = (\hat{\lambda}_1(1) - \hat{\lambda}_1(0))' \hat{f}_t \quad (2.15)$$

dove le variabili con il cappello rappresentano le stime corrispondenti.

- I fattori f_t ($1 \leq t \leq T$) possono essere stimati con $\hat{f}_t$ attraverso l'analisi delle componenti principali delle unità non trattate $\{Y_{jt}\}$, $j > 1$, $t = 1, \dots, T$.
- $\lambda_1(0)$ è stimato con $\hat{\lambda}_1(0)$ attraverso una regressione di Y_{1t} su $\hat{f}_t$ per $t \leq T_0$.
- $\lambda_1(1)$ è stimato con $\hat{\lambda}_1(1)$ attraverso una regressione di Y_{1t} su $\hat{f}_t$ per $t > T_0$.
- Il test per $H_0 : \tau_{1t} = 0$, $t > T_0$, è lo stesso del test per $H_0 : \lambda_1(1) = \lambda_1(0)$. Questo rappresenta lo structural breaks test per l'equazione $Y_{1t} = \lambda_1' f_t + \varepsilon_{1t}$ con $1 \leq t \leq T$. Per valutare tale ipotesi si può ricorrere al test di Chow. La statistica test si distribuisce come una F di Fisher ed è definita come

$$F = \frac{[S_1 - (S_2 + S_3)]}{k} \left[\frac{(S_2 + S_3)}{(n_1 + n_2 - 2k)} \right] \quad (2.16)$$

dove S_1 , S_2 e S_3 sono le somme dei quadrati dei residui rispettivamente per la regressione di Y_{1t} su $\hat{f}_t$ per $t = 1, \dots, T$, per la regressione di Y_{1t} su $\hat{f}_t$ per $t \leq T_0$ e per la regressione di Y_{1t} su $\hat{f}_t$ per $t > T_0$.

n_1 è il numero di osservazioni per Y_{1t} su $\hat{f}_t$ per $t < T_0$, quindi è uguale a T_0 e n_2 è il numero di osservazioni per Y_{1t} su $\hat{f}_t$ per $t \geq T_0$, quindi è uguale a $T - T_0$.

k è il numero di parametri stimati.

Se la statistica F supera il valore critico di F , si rifiuta l'ipotesi nulla.

La tabella riassume il quadro teorico generale, si noti che per $t \leq T_0$ il controfattuale e l'effetto causale non sono definiti. Per $t \leq T_0$ si avrà $\hat{Y}_{1t} = \hat{\lambda}_1(0)' \hat{f}_t + \hat{\varepsilon}_{1t} = Y_{1t}$,

		$t \leq T_0$	$t > T_0$
Trattata	$(j = 1)$	$Y_{jt} = \lambda_j(0)'f_t + \varepsilon_{jt}$	$Y_{jt} = \lambda_j(1)'f_t + \varepsilon_{jt}$
Controlli	$(j > 1)$	$Y_{jt} = \lambda_j(0)'f_t + \varepsilon_{jt}$	$Y_{jt} = \lambda_j^{(0)'}f_t + \varepsilon_{jt}$
Controfattuale	$(j = 1)$		$Y_{jt}(0) = \lambda_j(0)'f_t + \varepsilon_{jt}$
Effetto Causale	$(j = 1)$		$\tau_{jt} = \lambda_j(1)'f_t - \lambda_j(0)'f_t$

Tabella 2.1: Outcomes prima e dopo l'intervento.

dal momento che si stanno prevedendo i valori di Y_{1t} sugli stessi dati su cui si ottengono le stime.

Si tenga presente che questo metodo può essere esteso anche al caso in cui si considera più di un'unità trattata per cui anzichè considerare $j = 1$ si considereranno come trattate $j = 1, \dots, j_0$ con $1 < j_0 < J + 1$. Inoltre è anche possibile considerare l'inserimento di variabili di controllo. In tal caso gli esiti potenziali sono assunti seguire un modello fattoriale del tipo

$$Y_{jt}(d) = \lambda_j(d)'f_t + X_{jt}'\beta(d) + \varepsilon_{jt}, \quad d = 0, 1, \quad (2.17)$$

dove X_{jt} è il vettore delle covariate osservate.

Per semplicità, dal momento che il contesto considerato prevede un'unica unità trattata e dal momento che, come si vedrà più avanti nelle analisi, le covariate non sembrano essere forti predittori della risposta, si continuerà ad utilizzare la notazione che prevede un' unica unità trattata e assenza di covariate.

2.2.2 Inferenza

Sotto vincoli standard di identificazione per i modelli fattoriali, si ha:

$$\hat{\lambda}_1(d) \xrightarrow{p} \lambda_1(d), \quad \hat{f}_t(d) \xrightarrow{p} f_t(d), \quad t > T_0, d = 0, 1.$$

Di conseguenza, si ottiene:

$$\hat{\tau}_{1t} - \tau_{1t} = o_p(1).$$

Inoltre, assumendo $\frac{\sqrt{J-j_0}}{T} \rightarrow 0$, si ha che $\hat{\tau}_{1t}$ è uno stimatore consistente di τ_{1t} con $t \geq T_0$, e

$$\frac{\hat{\tau}_{1t} - \tau_{1t}}{\sqrt{\text{var}(\hat{\tau}_{1t})}} \xrightarrow{d} N(0, 1), \quad (2.18)$$

dove

$$\text{var}(\hat{\tau}_{1t}) = \hat{f}_t' \cdot \hat{f}_t + \hat{\alpha}_1' \cdot \text{var}(\hat{f}_t) \cdot \hat{\alpha}_1, \quad (2.19)$$

con $\hat{\alpha}_1 = \hat{\lambda}_1(1) - \hat{\lambda}_1(0)$.

Per cui è possibile costruire un intervallo di confidenza per τ_{1t} definito come

$$\hat{\tau}_{1t} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\text{var}(\hat{\tau}_{1t})}. \quad (2.20)$$

Uno stimatore per la varianza di $\hat{f}_t$ è dato da

$$\widehat{\text{var}(\hat{f}_t)} = \frac{1}{J} \hat{V}^{-1} \hat{\Gamma}_t \hat{V}^{-1}, \quad (2.21)$$

dove $\hat{V}$ è la matrice diagonale di dimensione $r \times r$ che contiene gli r più grandi autovalori di $\frac{YY'}{J}$, con Y che rappresenta la matrice degli esiti osservati $T \times (J)$ per le unità non trattate, e

$$\hat{\Gamma}_t = \frac{1}{J-1} \sum_{j=2}^{J+1} \hat{\varepsilon}_{jt}^2 \hat{\lambda}_j \hat{\lambda}_j'. \quad (2.22)$$

2.2.3 Un confronto con il controllo sintetico

Il metodo del controllo sintetico costruisce il controfattuale Y_{1t}^N che nel contesto del modello fattoriale si è indicato con $Y_{1t}(0)$ come una media ponderata dei risultati osservati per le unità di controllo:

$$\hat{Y}_{1t}(0) = \sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt}, \quad t > T_0, \quad w_j \geq 0, \quad \sum_{j=2}^n w_j = 1. \quad (2.23)$$

Allora,

$$\hat{Y}_{1t}(0) = \sum_{i=2}^n w_i \lambda_i(0)' f_t + \sum_{i=2}^n w_i \varepsilon_{it}. \quad (2.24)$$

L'effetto causale sintetico per $t > T_0$ è dato da:

$$\tau_{1t}^{\text{synth}} \equiv Y_{1t} - \hat{Y}_{1t}(0) = \lambda_1(1)'f_t + \varepsilon_{1t} - \left(\sum_{i=2}^n w_i \lambda_i(0)'f_t + \sum_{i=2}^n w_i \varepsilon_{it} \right). \quad (2.25)$$

Questo può essere riscritto come:

$$\tau_{1t}^{\text{synth}} = \left[\lambda_1(1) - \sum_{i=2}^n w_i \lambda_i(0) \right]' f_t + \left[\varepsilon_{1t} - \sum_{i=2}^n w_i \varepsilon_{it} \right]. \quad (2.26)$$

L'effetto casuale basato sul framework presentato è definito da:

$$\tau_{1t}^{\text{factor}} = [\lambda_1(1) - \lambda_1(0)]'f_t, \quad t > T_0. \quad (2.27)$$

La differenza tra i due è:

$$\tau_{1t}^{\text{synth}} - \tau_{1t}^{\text{factor}} = \left[\lambda_1(0) - \sum_{i=2}^n w_i \lambda_i(0) \right]' f_t + \left[\varepsilon_{1t} - \sum_{i=2}^n w_i \varepsilon_{it} \right], \quad t > T_0. \quad (2.28)$$

Il controllo sintetico sceglie i pesi w_i in modo tale che la distanza tra Y_{1t} e $\sum_{i=2}^n w_i Y_{it}$ sia piccola per $t < T_0$. Per $t < T_0$:

$$Y_{1t} - \sum_{j=2}^n w_j Y_{jt} = Y_{1t}(0) - \sum_{j=2}^n w_j Y_{jt} \quad (2.29)$$

La differenza può essere piccola quando mediata nel tempo o su molte unità trattate, ma in generale potrebbe non essere trascurabile, tuttavia Bai e Wang (2024) confrontano la stima del controllo sintetico ottenuta da Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2015) con la stima che si ottiene con il loro metodo e ottengono risultati molto simili.

2.3 Dati

Per l'analisi si utilizzano dati panel annuali a livello provinciale per il periodo 2000-2019. Il periodo di osservazione inizia nel 2000 poichè la reperibilità dei dati rende difficile spingersi più indietro. Il periodo finale di osservazione è il 2019 poichè per tale anno Matera ha ricevuto la nomina. In più considerare gli anni successivi sarebbe stato complesso dal momento che le restrizioni imposte dalla pandemia COVID-19 avrebbero distorto i risultati. Come anno di trattamento si considera

il 2014, anno in cui è stato annunciato che Matera sarebbe divenuta Capitale Europea della Cultura 2019. Sono quindi disponibili 14 anni pre-intervento e 5 post-intervento. Sulla base della letteratura precedente, è possibile ritenere che sia una finestra di analisi sufficientemente ampia.

Il dataset è stato costruito attraverso l'unione di più variabili di interesse:

- Arrivi turistici, misurati come il numero di clienti ospitati negli esercizi ricettivi ⁴ nel periodo considerato.
- Numero di letti in alberghi ⁵ a 1,2,3,4 e 5 stelle.
- Distanza chilometrica (in linea d'aria) tra il centroide di ogni provincia e il più vicino aeroporto.
- Densità di popolazione, calcolata come rapporto tra popolazione residente al 31/12 dell'anno considerato e la superficie territoriale.
- Numero di musei e istituti similari statali aperti al pubblico.
- Indice di micro-criminalità, calcolato come rapporto tra numero di delitti ⁶ di entità moderata e la popolazione residente al 31/12 dell'anno considerato.
- Valore aggiunto per abitante, dato dal valore della produzione meno il valore dei costi intermedi.

Le variabili sul turismo (arrivi turistici e numero di letti negli alberghi a 1,2,3,4 e 5 stelle) provengono dalle rilevazioni ISTAT "[Movimento dei clienti negli esercizi ricettivi](#)" e "[Capacità degli esercizi ricettivi](#)". Entrambe le indagini, attualmente a cadenza mensile e a livello di singolo comune, quantificano rispettivamente, gli arrivi e le presenze dei clienti secondo il tipo di struttura e il numero degli esercizi, dei letti, delle camere e dei bagni per le strutture ricettive.

⁴Per esercizi ricettivi si intendono strutture di ogni tipo: alberghi, motels, villaggi-alberghi, residenze turistico-alberghiere, campeggi, villaggi turistici, alloggi agro-turistici, esercizi di affittacamere, case ed appartamenti per vacanze, case per ferie, ostelli per la gioventù, rifugi alpini. . .

⁵Requisiti minimi degli alberghi ai fini della classificazione sono: capacità ricettiva non inferiore a sette stanze; almeno un servizio igienico ogni dieci posti letto; un lavabo con acqua corrente per ogni camera; un locale ad uso comune e numero di addetti adeguati.

⁶Furto con strappo, furto con destrezza, furto su auto in sosta, furto di autovettura.

Per l'analisi sono stati utilizzati dati annuali dal momento che i dati, a livello provinciale, sono raccolti con cadenza mensile a partire dal 2016. Le tavole dati sui movimenti dei clienti per gli anni 2000-2003 e quelle sulla capacità ricettiva per gli anni 2000-2002 mancanti negli archivi delle banche dati, sono state rese disponibili su richiesta attraverso il *contact center* ISTAT. Entrambe le rilevazioni sono censuaria e l'ISTAT si avvale della collaborazione degli Uffici di statistica delle Regioni e delle Province Autonome, i quali, a loro volta, possono avvalersi degli uffici competenti in materia di turismo a livello regionale, provinciale o sub provinciale. Ogni anno l'ISTAT invia agli organi intermedi una circolare molto dettagliata in cui vengono fornite tutte le indicazioni per la conduzione dell'indagine. I dati sul movimento giornaliero dei clienti, comunicati dagli esercenti delle strutture ricettive, vengono raccolti e riepilogati mensilmente in formato elettronico.

Per tener conto della capacità ricettiva si è scelto di utilizzare soltanto il dato relativo agli alberghi e non quello relativo ad altre tipologie di alloggi poichè, dalle avvertenze e dalle note metodologiche delle statistiche diffuse ogni anno, si evince che le normative e le classificazioni degli esercizi complementari hanno subito modifiche nel tempo. Ad esempio, la categoria "Alloggi in affitto" ha incluso diverse tipologie nel corso degli anni, mentre i Bed and Breakfast sono stati spostati dalla categoria "Altri esercizi ricettivi" agli "Alloggi privati in affitto" nel 2003. Questo genera problemi di armonizzazione delle misure nel tempo. Focalizzandosi sulla sola categoria alberghiera, che ha subito meno modifiche, si ottiene una base di confronto più stabile e omogenea. Si sceglie di utilizzare il dato relativo al numero di letti, poichè si suppone che i posti letto possano rappresentare una misura più precisa della capacità ricettiva effettiva rispetto al numero di alberghi o al numero di camere poichè tengono maggiormente conto delle diverse dimensioni delle strutture. Inoltre, si è scelto di includere il numero di letti suddivisi per il numero di stelle degli alberghi piuttosto che il totale complessivo, poiché questa suddivisione permette di cogliere meglio le differenze qualitative nella capacità ricettiva. Il numero di stelle riflette infatti le caratteristiche e i servizi offerti dalle strutture, fornendo una misura più dettagliata del livello qualitativo di offerta turistica.

Per tener conto dell'impatto sul turismo si sceglie di considerare come variabile dipendente il numero di arrivi totali. Alternativamente, si sarebbero potute utilizzare le presenze totali, ossia il numero di notti trascorse negli esercizi ricetti-

vi. La scelta è ricaduta sugli arrivi poiché questi rappresentano un indicatore più immediato del flusso turistico, non influenzato dalla durata del soggiorno (Contu e Pau 2022).

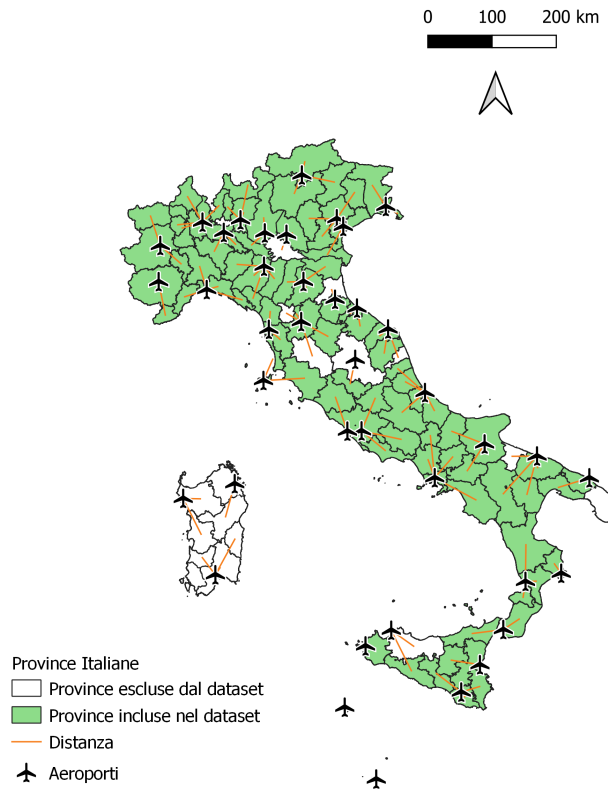


Figura 2.1: Distanza tra i principali aeroporti italiani e i centroidi delle province (confini amministrativi relativi all'anno 2013).

Figura ottenuta tramite il software QGIS 3.28.2 utilizzando dati ISTAT sui confini delle unità amministrative

La variabile sulle distanze dagli aeroporti è stata calcolata con il software QGIS 3.28.2 come distanza tra il centroide - singolo punto che rappresentano il baricentro dell'elemento - di ogni provincia e l'aeroporto più vicino (figura⁷2.1), quindi

⁷Si noti che le distanze sono state calcolate per tutte le province, nonostante, come si vedrà più avanti, alcune province sono state escluse dal dataset. L'unica provincia per cui non è stato possibile calcolare la distanza è quella di Lecce dal momento che il dataset spaziale presentava problemi con le geometrie di questa provincia. Ciò tuttavia non è stato un problema poiché, come si vede in figura, Lecce non rientra tra le province incluse nel dataset.

anche nei casi in cui l'aeroporto si trovi nella provincia considerata, la variabile sarà diversa da zero in quanto misura di una distanza e in quanto nessun aeroporto si trova nel medesimo punto del centroide della provincia. I dati spaziali sugli aeroporti, di [Geodatabase di World Airports](#), sono stati filtrati in modo da considerare solo aeroporti civili, classificati dall'Enac come aeroporti di interesse nazionale.

Per quanto riguarda le restanti variabili, esse sono raccolte all'interno della [banca dati degli indicatori territoriali per le politiche di sviluppo](#). Il dato sul valore aggiunto, invece, viene dalle serie annuali dei conti nazionali diffuse da ISTAT. Nelle analisi che seguono, come già sottolineato, si considererà come variabile risposta gli arrivi, mentre le altre saranno utilizzate come variabili di controllo. La scelta delle variabili di controllo è stata guidata dalla letteratura precedente: in generale si cerca di utilizzare variabili che riescano a tener conto di aspetti strettamente legati al settore turistico, variabili socio-demografiche e variabili economiche (si vedano ad esempio Tkalec, Zilic e Recher (2017), Macrì e Samà (2022), Nocito, Sartarelli e Sobbrìo (2022), Srakar e Vecco (2017)). Ma ovviamente è difficile stabilire una regola precisa che determini l'inclusione di variabili di controllo perchè, come evidenziato da Srakar e Vecco (2017), nella scelta delle variabili di controllo bisogna fare i conti con la disponibilità dei dati che, ovviamente, diventa tanto più restrittiva quanto più si lavora con piccoli aggregati e ampi intervalli temporali.

L'uso di queste variabili (sia della risposta che di quelle di controllo), presenta diversi limiti che è importante considerare.

In primis nell'analisi ci si riferisce agli arrivi turistici ma tuttavia, è importante sottolinearlo, i dati utilizzati non permettono di discriminare sui motivi e sulla tipologia di viaggio, quindi negli arrivi considerati non si potrà distinguere tra arrivi legati puramente a scopi turistici rispetto ad arrivi legati ad altre motivazioni come ad esempio motivi lavorativi. Si assume che la maggior parte degli arrivi registrati siano dovuti al turismo e che quindi tale variabile possa comunque essere adoperata ai fini dell'analisi. Questo è plausibile anche perchè gli studi precedenti, visti nella sezione 1.3, utilizzano questa stessa misura.

In secondo luogo gli arrivi registrati nell'indagine "Movimento dei clienti negli esercizi ricettivi" essendo misurati come il numero di clienti ospitati negli esercizi ricettivi, non tengono traccia del "turismo escursionistico", ossia del turismo di breve durata che non prevede un soggiorno nella città visitata.

In terzo luogo ci sono differenze regionali nella classificazione e nella rilevazione.

Nella maggior parte delle variabili considerate le note metodologiche avvertono su possibili distorsioni nei dati dovute, ad esempio, a cambiamenti nei criteri di classificazione e definizione o a trasferimento delle competenze tra enti per alcune regioni. Questo per di più spesso implica la mancanza di dati⁸ in determinati anni. Ciò comporta, ovviamente, anche un problema di comparabilità in termini temporali. Quello che però rasserena riguardo a tali problemi è che, almeno stando alle note metodologiche degli anni considerati, la Basilicata non è mai menzionata tra le regioni per cui si evidenziano queste criticità.

A scopi comparativi durante l'analisi si utilizzerà un set di variabili di controllo diverso, più dettagliato in termini di misurazione del fenomeno turistico, ma meno in termini geografici e temporali. Ci si riferirà successivamente a queste variabili di controllo come "covariate b", mentre alle precedenti come "covariate a". Si inseriscono, dunque, nel dataset indicatori regionali attribuibili a diverse dimensioni del fenomeno turistico:

- Indicatore sul pilastro natura, che misura la disponibilità di risorse ambientali e naturali e la presenza di infrastrutture agrituristiche (territorio, clima, mare, montagne, parchi etc.);
- Indicatore sul pilastro soddisfazione, che misura la soddisfazione del turista;
- Indicatore sul pilastro cultura, che misura la disponibilità di risorse culturali e storico-artistiche (monumenti, scavi, musei, archivi, biblioteche, opere d'arte, etc.);
- Indicatore sull'impatto economico, che misura l'indotto economico del turismo.

Tali indicatori sono stati ricavati dal lavoro di Baldazzi et al. (2015) che, allo scopo di misurare l'attrattività turistica nelle regioni italiane, costruiscono un indicatore sintetico sull'attrattività turistica regionale. Ognuno di questi pilastri contribuisce alla costruzione dell'indicatore sintetico ed è composto da un sottoinsieme di indicatori elementari aggregati attraverso il metodo di sintesi MPI corretto che, ponendo il valore Italia pari a 100, consente una più semplice lettura e interpretazione dei risultati finali: tanto più i valori superano il 100 tanto più sarà possibile

⁸In questi casi ISTAT imputa il dato mancante replicando il valore dell'anno precedente.

affermare che la regione in questione si posiziona al di sopra della media nazionale per quel determinato pilastro. Al contrario, valori inferiori a 100 indicheranno una performance al di sotto della media italiana. Per una descrizione più approfondita si rimanda al lavoro citato sopra.

Si ritiene interessante - nei risultati 3.1.2 se ne vedrà anche l'utilità - includere tali indicatori perchè, essendo le dimensioni considerate per la costruzione dell'indicatore sintetico sull'attrattività turistica, possono essere pensati come delle scomposizioni formali delle determinanti del turismo che permettono di catturare al meglio caratteristiche comuni tra diverse località. Il limite di questi indicatori è che sono costruiti utilizzando variabili regionali riferite esclusivamente agli anni 2012 e 2013 e costruiscono un indicatore che nel lavoro di Baldazzi et al. (2015) è riferito al 2013. Quindi sia a livello spaziale che a livello temporale sono restrittivi rispetto agli scopi dell'analisi.

Il dataset finale, dunque, è stato costruito aggregando le variabili per anno e per provincia - nel caso degli indicatori regionali per regione⁹ - ed è formato da 15 variabili relative a 92 province. Le province si riducono a 92 poichè vengono escluse quelle della Sardegna per cui si sono riscontrate variazioni territoriali che rendono impossibile ricostruire i dati negli anni. In figura 2.2 si evidenziano tali variazioni¹⁰.

Si escludono dal dataset le province di Barletta-Andria-Trani, Fermo e Monza e della Brianza, istituite nel 2004 e operative dal 2009, per le quali i dati risultano incompleti lungo il periodo temporale considerato, a causa di modifiche di amministrazioni territoriali¹¹. In particolare, la provincia di Barletta-Andria-Trani è composta da sette comuni precedentemente appartenenti alla provincia di Bari e da tre comuni della provincia di Foggia. Per garantire la comparabilità dei dati nel tempo, le osservazioni relative a variabili di conteggio (arrivi turistici, numero di letti negli alberghi, numero di musei) registrate per la provincia di Barletta-Andria-Trani a partire dal 2010 verranno ridistribuite proporzionalmente al numero di comuni nelle province di Bari e Foggia. La stessa operazione viene

⁹Per cui province appartenenti alla stessa regione condivideranno il medesimo valore

¹⁰Per informazioni più dettagliate si veda <https://www.sardegnaautonomie.it/cenni-storici-province>

¹¹È possibile consultare le variazioni delle amministrazioni territoriali alla seguente pagina <https://www.istat.it/notizia/le-amministrazioni-territoriali-dal-1861-ad-oggi>

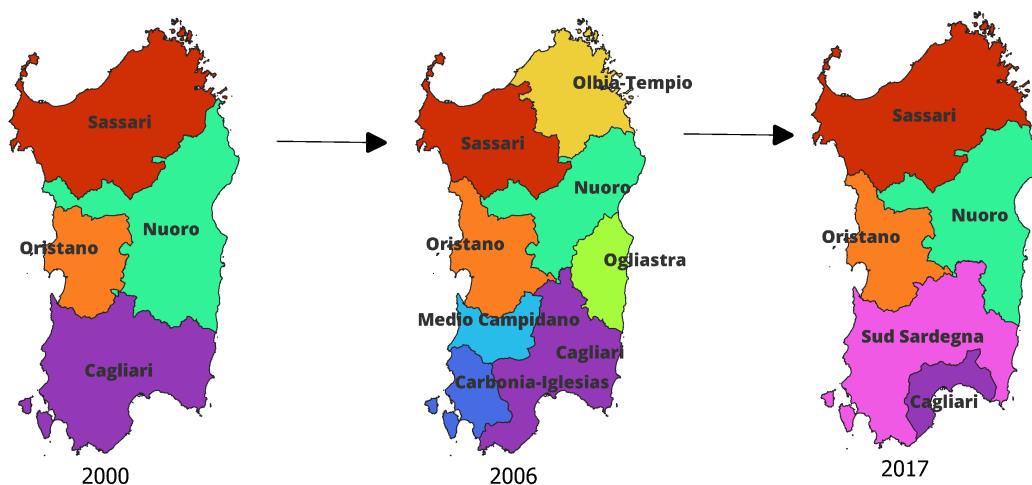


Figura 2.2: Modifiche territoriali a livello provinciale nella regione Sardegna nel periodo 2000-2017.

Figura ottenuta tramite il software QGIS 3.28.2 utilizzando dati ISTAT sui confini delle unità amministrative

fatta per la provincia di Fermo che comprende quaranta comuni precedentemente appartenenti alla provincia di Ascoli Piceno e per la provincia di Monza e della Brianza composta da cinquantacinque comuni della provincia di Milano. Inoltre, per i motivi evidenziati nella sezione 2.1.4 si escludono anche le province di Cagliari, Lecce, Perugia, Ravenna, Siena, Mantova, Pistoia e Palermo. In tutto quindi si hanno nel dataset finale 92 province, Matera inclusa.

2.3.1 Statistiche descrittive

La principale variabile di interesse di questo studio è dunque quella sugli arrivi totali. In figura 2.3 si riporta la serie storica del numero di arrivi a Matera. La linea verticale tratteggiata è in corrispondenza dell'anno dell'annuncio della nomina.

È interessante valutare l'evoluzione di tale serie prendendo in considerazione lo schema cronologico dei driver del turismo identificato da Padula 2020.

Nel periodo iniziale, compreso tra il 2000 e il 2009, si assiste ad un trend complessivamente crescente: dai 159.772 arrivi registrati nel 2000 si passa ai 239.920 nel 2009, un incremento, quindi, del 50% circa. I principali fattori che potrebbero aver contribuito a questo aumento significativo, seppur graduale rispetto all'incremento

finale della curva, sono stati l'effetto di lungo periodo del riconoscimento di Matera come sito UNESCO nel 1993, la distribuzione di alcuni film girati nella città dei Sassi e infine l'espansione delle compagnie aeree low-cost.

Tra il 2009 e il 2014, i possibili driver del turismo a Matera includono l'emergere della sharing economy nel settore turistico e la crescente attenzione verso il turismo culturale. Il quinquennio 2014-2019 ha segnato un punto di svolta nella crescita del turismo a Matera: si osserva una crescita del 102%. Sebbene il fenomeno fosse già in atto prima del 2014, a partire da quell'anno si osserva un'accelerazione significativa di un processo che, probabilmente, si sarebbe comunque verificato, ma con una progressione più lenta e graduale (Padula 2020).

Per avere un quadro completo degli arrivi osservati a Matera rispetto a quelli

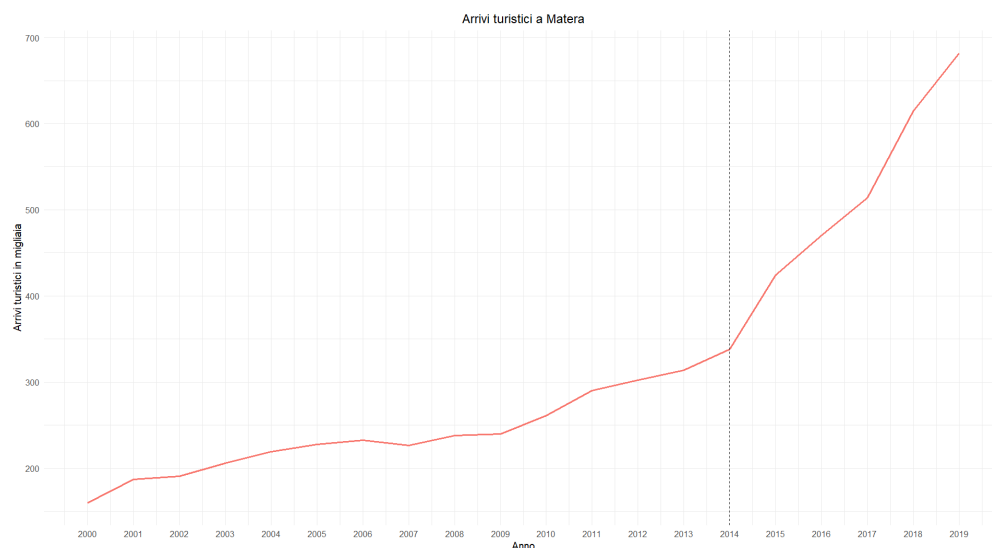


Figura 2.3: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera (2000-2019)

delle varie province italiane, in figura 2.4 si riportano le serie storiche per tutte le province del dataset, evidenziando in rosso Matera. Nella figura sottostante (2.5) si riporta lo stesso grafico ma restringendo l'asse delle ordinate. Si capisce che Matera è tra le province in cui complessivamente si registrano meno arrivi. Tuttavia, non emerge un divario netto che la separa completamente dalle altre province: Matera si posiziona nella fascia bassa, ma i suoi valori restano comunque all'interno dell'intervallo tracciato dalle altre province. Se, invece, Matera avesse mostrato un andamento significativamente distante, collocandosi chiaramente al di sopra o al

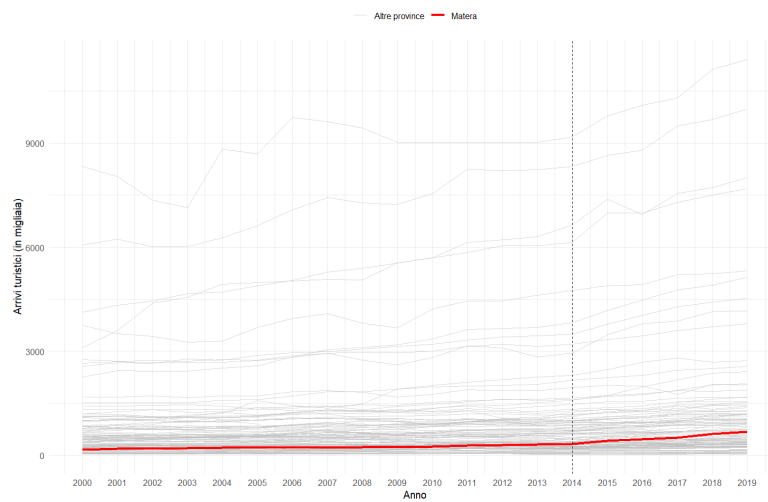


Figura 2.4: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera (linea rossa), in tutte le altre province (linee grigie)

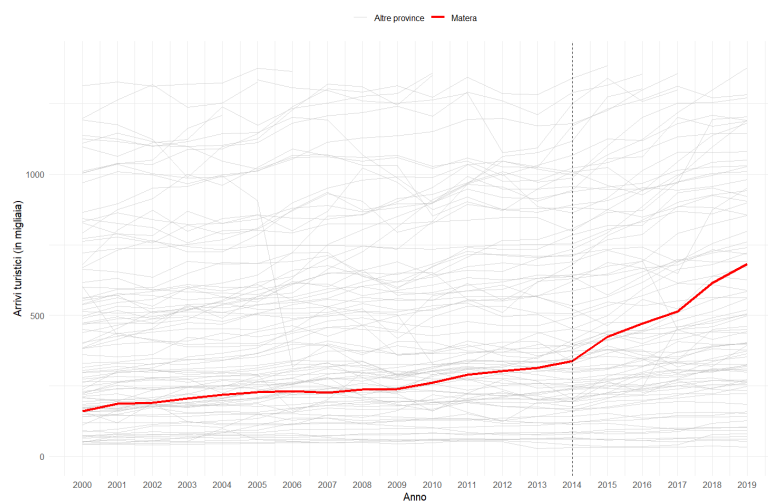


Figura 2.5: ZOOM: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera (linea rossa), in tutte le altre province (linee grigie)

di sotto delle altre, sarebbe stato difficile costruire un controllo sintetico. Questo perché il metodo del controllo sintetico si basa su una media ponderata delle altre province, e una differenza così marcata avrebbe reso la stima poco affidabile.

Inoltre per avere termini di confronto più precisi a livello di singola provincia, in

Appendice A (4.1), si riporta per ogni provincia del dataset lo stesso grafico visto su Matera (2.3). In più si aggiunge in ogni grafico, per avere un confronto diretto, la linea rossa di Matera. Si noti che, mentre l'asse delle ascisse è il medesimo per tutti i grafici, l'asse delle ordinate cambia per ogni blocco di grafici identificati dalle linee nere. Le prime sei province, Bolzano, Firenze, Milano, Roma, Venezia e Verona, sono quelle che complessivamente vantano un numero maggiore di arrivi turistici seguite da Brescia, Napoli, Perugia, Rimini, Torino e Trento, nel secondo riquadro in alto a destra. L'asse delle ordinate va man mano diminuendo nei successivi 5 blocchi composti ciascuno da 18 grafici.

Nella tabella 2.2 si riportano le statistiche descrittive delle variabili presentate sopra. Per tutte le variabili, ad eccezione dell' "Indice di micro-criminalità" (mancanti gli anni 2004-2007), della "Distanza aeroporti" (assunta temporalmente invariante nel periodo considerato) e degli indicatori regionali (disponibili solo per il 2013), si dispone di 1840 osservazioni, infatti per ognuna delle 92 province si ha un'osservazione per ciascuno dei 20 periodi temporali.

Variabile	N	Media	SD	Min	Max
Arrivi totali (in migliaia)	1840	980,98	1.576,35	28,44	11.416,31
Letti 5 stelle	1840	528,80	1.247,57	0	11.202
Letti 4 stelle	1840	5.833,95	8.638,22	30	73.298
Letti 3 stelle	1840	9.067,47	13.551,19	304	93.955
Letti 2 stelle	1840	2.348,53	4.510,58	0	40.741
Letti 1 stella	1840	1.016,28	1.735,47	0	20.342
Distanza aeroporti	92	42,66	23,81	1,82	100,94
Densità di popolazione	1840	264,99	366,04	29,71	3034,84
N. musei e istituti simili	1840	4,62	7,58	0	68
Indice di micro-criminalità	1196	6,39	3,92	0,49	23,11
Valore aggiunto per abitante (in migliaia)	1840	22,22	6,05	9,67	50,05
Indicatore sul pilastro natura	92	99,36	8,12	86,30	127,40
Indicatore sul pilastro soddisfazione	92	109,48	12,37	81,40	135,60
Indicatore sul pilastro cultura	92	99,51	7,01	87,30	113,80
Indicatore sul pilastro imp. economico	92	102,13	5,99	92,70	133,50

Tabella 2.2: Statistiche descrittive delle variabili considerate

2.4 Strategia di analisi

Nel prossimo capitolo si riporteranno i risultati delle analisi condotte. Si utilizzerà il software R Core Team (2022) e in particolare il pacchetto `synth` implementato da Hainmueller, Diamond e Abadie (2011). `Synth` è progettato per implementare in modo rigoroso l'approccio del controllo sintetico descritto nella letteratura originale da Abadie.

Come outcome del turismo si utilizzano gli arrivi turistici. Nella sezione 2.1.5 si è affrontata la questione riguardante le variabili di controllo e la scelta del donor pool. Si procederà attraverso diverse possibilità e diverse specificazioni per la scelta di queste due componenti.

Come prima analisi (3.1) si considerano nel donor pool tutte le unità non sottoposte al trattamento quindi tutte le province nel dataset ad eccezione di Matera e considerando come variabili di controllo solamente i valori ritardati della variabile di outcome per i periodi pre intervento. Si valuterà la significatività dei risultati attraverso il test placebo, ottenuto tramite la riassegnazione (fittizia) iterativa del trattamento a tutte le province non trattate, e attraverso la distribuzione dei rapporti pre/post RMPSE (3.1.1) calcolati per ogni provincia. La robustezza dei risultati sarà valutata attraverso i test *leave-one-out* (3.1.2). Un ulteriore test di robustezza viene applicato attraverso l'introduzione delle variabili di controllo: similmente a Lahura e Sabrera (2022) si confronta la stima ottenuta con quella che si otterrebbe con l'inserimento di alcune covariate di controllo. L'idea di fondo è che, se le covariate sono dei buoni predittori dell'outcome di interesse e la stima è stabile, allora si dovrebbero ottenere risultati simili alla specificazione senza covariate. Si includeranno due set diversi di covariate di controllo per investigare sulla capacità predittiva delle variabili incluse, il primo gruppo di variabili di controllo verrà identificato come "covariate a" mentre il secondo gruppo come "covariate b". Per avere un ulteriore termine di confronto, ma soprattutto per ottenere intervalli di previsione condizionali per la stima controfattuale, si ristimerà il modello utilizzando il pacchetto `scpi` di Cattaneo, Feng, Palomba et al. (2024a) disponibile su R.

Come seconda analisi si ristimerà il modello riducendo il donor pool secondo tre differenti criteri (3.1.3): nel primo si includono le province che si sono nominate al titolo insieme a Matera presenti nel dataset, nel secondo si limita il donor pool

alle province del Sud e delle Isole, nel terzo si riduce il donor pool seguendo la metodologia proposta da McClelland e Mucciolo (2022), esposta nel paragrafo 2.1.5. L'idea è presupporre che le province che si sono nominate per ottenere il titolo per l'anno 2019 possano condividere caratteristiche non osservate più simili a Matera rispetto a tutte le province considerate, similmente si pensa che le province del Sud-Italia siano accumulate da caratteristiche simili. Con il trimming si tenta, invece, una riduzione più oggettiva.

Si valuterà successivamente la presenza di un effetto anticipazione (3.1.4) che, potenzialmente, potrebbe essere in linea con la storia di Matera. Infatti se nell'Ottobre del 2014 viene annunciata come vincitrice del titolo, d'altro canto nell'Ottobre del 2013 vengono ufficialmente rese note le città che hanno presentato domanda per l'ottenimento del titolo e sempre nel 2013, a fine Novembre, si rivelano le 6 finaliste, tra cui Matera. Ci si domanda, dunque, se è più corretto considerare come anno del trattamento il 2013. Per valutare ciò si retrodata l'anno del trattamento al 2013. Si utilizzerà la stima ottenuta con scpi perchè in questo modo si ottengono gli intervalli di previsione condizionali che permettono di valutare la significatività del trattamento per ogni anno (Lawson e Smith 2023).

L'ultima delle analisi è relativa alla stima dell'effetto causale ottenuta con il framework del modello fattoriale(3.2). Si considera il caso di assenza di covariate dal momento che le covariate in generale non sembrano essere forti predittori della risposta. Per la stima si seguirà una procedura per step.

1. Si crea una matrice dati delle unità non trattate (quindi si esclude Matera), riorganizzando il dataset in modo da avere come colonne, ossia come variabili, il numero di arrivi nelle 91 province di controllo e come righe gli anni dal 2000 al 2019 (ossia sia gli anni pre trattamento che gli anni post trattamento). I valori nelle celle rappresenteranno, dunque, gli arrivi totali per ogni possibile combinazione di anno e provincia. A questo dataset si applica il metodo delle componenti principali per ottenere le stime dei fattori $\hat{f}_t$. Per cui l'idea è di fare una sintesi dell'informazione che ogni provincia non trattata apporta in termini di arrivi turistici.
2. Si regredisce Y_{jt} su $\hat{f}_t$ per $t < T_0$ per ottenere $\hat{\lambda}_j(0)$ per $j = 1$. Si regredisce Y_{jt} su $\hat{f}_t$ per $t \geq T_0$ per ottenere $\hat{\lambda}_j(1)$ e $\hat{\varepsilon}_{jt}$, con $j = 1$.

3. A questo punto è possibile ottenere una stima dell'effetto attraverso:

$$\hat{\tau}_{1,t} = \left(\hat{\lambda}_1(1) - \hat{\lambda}_1(0) \right) \hat{f}_t, \quad t \geq T_0$$

Si confronta dunque quanto si ottiene con la stima del controllo sintetico ottenuta con `synth`, il pacchetto originario proposto da Hainmueller, Diamond e Abadie (2011) e con `scpi`, il pacchetto implementato da Cattaneo, Feng, Palomba et al. (2024b) per il calcolo degli intervalli di previsione condizionali. Si valuta la significatività dell'effetto causale attraverso il test di Chow e attraverso la costruzione di intervalli di confidenza. Gli intervalli di confidenza sono stati ottenuti tramite la formula 2.20, in cui per ottenere la stima di $\text{var}(\hat{\tau}_{1t})$, si è posto r pari al numero di componenti principali scelte precedentemente e $\hat{\varepsilon}_{jt}$, $\hat{\lambda}_j$ per $j = 2, \dots, J + 1$ e per $t = 1, \dots, T$ sono stati stimati seguendo la medesima procedura per step descritta sopra ma escludendo iterativamente la provincia j , con $j = 2, \dots, J + 1$.

Tornando al controllo sintetico, si ritiene importante sottolineare che per quanto discusso precedentemente (2.1.5) si è consapevoli che l'inclusione nel donor pool di tutte le province è una scelta pericolosa in quanto si rischia di incorrere nel problema dell'overfitting e/o di ottenere risultati distorti. Tuttavia si decide di stimare il modello in questo modo per una serie di ragioni. In primis per evitare una scelta a priori su quali province considerare come possibili controlli e quali no. Piuttosto infatti si preferisce partire dalla situazione in cui si ha un donor pool grande per poi confrontare tale stima con quelle ottenute utilizzando un donor pool ristretto secondo criteri diversi. Proprio per monitorare l'eventuale overfitting e la distorsione del modello si condurranno dei test volti a verificare la stabilità dei risultati. In secondo luogo, similmente a Billmeier e Nannicini (2013), si ritiene che sfruttare la flessibilità del metodo e fornire entrambi i risultati - quello del donor pool completo e quello del donor pool ristretto - sia utile per valutare la robustezza delle conclusioni. Infatti la riduzione del donor pool mira ad escludere confronti con province piuttosto improbabili rispetto a fattori legati alla geografia e alla vicinanza culturale, mentre invece l'inclusione di tutte le province mira ad aumentare la dimensione del campione e la potenza del test. In ultima istanza tutto ciò può anche essere visto come un ulteriore esercizio di robustezza, una sorta di test *leave-one-out* in cui si considera un set di esclusione, più ampio e quindi ci si aspetta di osservare una dimensione dell'effetto simile che sia anche significativa. Ovviamente tale esercizio non sempre è possibile dal momento che la riduzione del

donor pool è applicabile nei soli casi in cui si dispone di un numero elevato di unità di modo che le restrizioni del campione non portino ad un disegno di ricerca con bassa potenza, in cui l'inferenza è tipicamente guidata da poche unità di controllo (Gilchrist et al. [2023](#)).

Capitolo 3

Risultati

3.1 Controllo sintetico

Come prima analisi si stima, dunque, un controllo sintetico utilizzando come donor pool tutte le province diverse da Matera e come variabili di controllo i valori ritardati della variabili di outcome per gli anni 2000-2013. In figura 3.1 si riporta

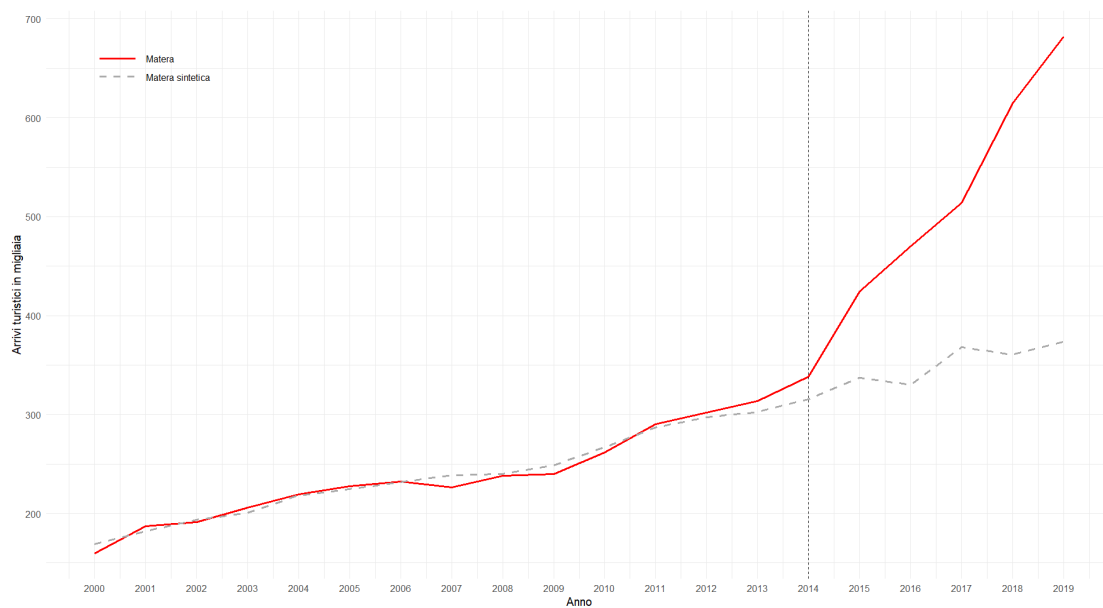


Figura 3.1: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera e stima del controllo sintetico nel periodo 2000-2019

la stima del modello: la linea rossa di Matera rappresenta quello che nella formula

2.3 si è indicato con $Y_1^I t$, la linea grigia tratteggiata rappresenta invece $\hat{Y}_{1t}^N$, ossia la stima del controllo sintetico. Tale stima risulta essere una media ponderata delle province a cui il modello ha assegnato peso positivo: Asti, Bergamo, Enna, Isernia, Lodi, Siracusa e Varese.

In figura 3.2 si riporta il grafico con gli arrivi turistici per queste province con l'aggiunta della linea rossa di Matera. Da tale figura è evidente che nessuna di queste serie riesce ad approssimare adeguatamente Matera, se presa singolarmente, tuttavia i pesi assegnati dal controllo sintetico riescono a creare una stima controfattuale che nel periodo di pre trattamento riesce a seguirla abbastanza da vicino. Si nota che Bergamo e Varese hanno un trend ascendente che inizia ben prima del 2014 e in generale risultano avere livelli medi di turismo più elevati di Matera e delle altre province nel grafico. Asti, Caltanissetta, Enna, Isernia, Lodi e Siracusa hanno invece un trend tendenzialmente più costante e piatto.

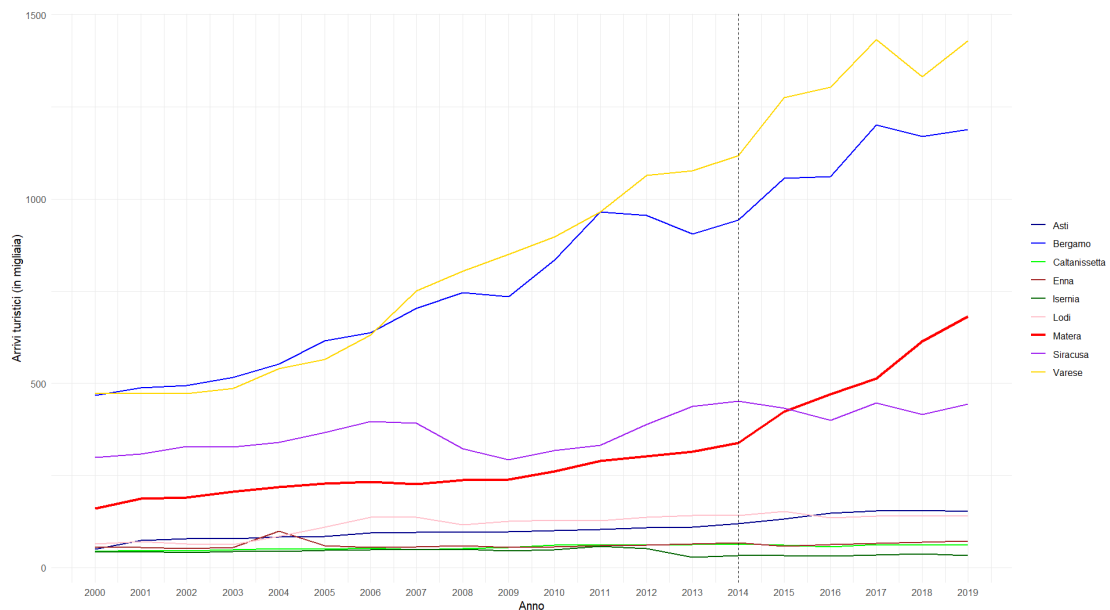


Figura 3.2: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera e nelle province con peso positivo nel donor pool nel periodo 2000-2019

Nella tabella 3.1 vengono riportati i pesi assegnati alle province di controllo, per le restanti province il modello assegna peso nullo. I pesi denotano la misura in cui ogni provincia nel donor pool è in grado di riprodurre la versione sintetica di Matera.

Pesi	Province
0,535	Caltanissetta
0,117	Enna
0,108	Asti
0,099	Siracusa
0,068	Bergamo
0,046	Varese
0,017	Isernia
0,010	Lodi

Tabella 3.1: Pesi associati alle province nel controllo sintetico

In tabella 3.2 si riportano gli scostamenti (gap) annuali tra gli arrivi osservati a Matera e la stima del controllo sintetico. I valori dei gap evidenziati in rosso sono quelli successivi alla nomina. In media, l'effetto causale stimato, ossia la media di

Anno	Gap	Anno	Gap
2000	-9.242,81	2010	-5.523,56
2001	5.406,00	2011	3.231,78
2002	-2.299,35	2012	4.948,31
2003	5.362,41	2013	11.644,20
2004	613,58	2014	22.641,38
2005	3.149,91	2015	86.749,36
2006	1.054,15	2016	140.024,75
2007	-12.319,74	2017	145.627,51
2008	-2.305,13	2018	253.887,11
2009	-8.991,61	2019	308.476,21

Tabella 3.2: Andamento del gap tra gli arrivi osservati a Matera e la stima del controllo sintetico. In rosso si evidenziano gli anni post trattamento.

quello che nella formula 2.3 si è indicato con $\hat{\tau}_{1t}$ per $t = T_0 + 1, \dots, T$, è di 186.953 visitatori. Per quanto riguarda il fit pre adattamento dalla figura 3.1 e dalla tabella 3.2 si evince che la stima controfattuale non ricalca quasi mai perfettamente la linea di Matera, tuttavia ci si avvicina abbastanza. Ciò è, in realtà, un punto a

favore della possibile assenza di overfitting che dovrà poi essere confermata dalle analisi successive. Gli anni successivi al trattamento, evidenziati in rosso, mostrano un effetto crescente della nomina, che raggiunge il suo apice nel 2019, con un incremento stimato di circa 308.476 arrivi. Per l'anno del trattamento, il 2014, si ottiene un gap pari a circa 22.641 che è superiore ai gap che si osservano negli precedenti. Questo potrebbe essere un sintomo di un effetto anticipazione, di questo se ne discuterà più avanti nella sezione 3.1.4. Per gli anni post trattamento si osserva un netto distacco tra la stima e i valori osservati: l'effetto relativo ad un aumento concreto di visitatori a Matera a seguito della nomina, dunque, sembra sussistere. Tuttavia è necessario valutare se tale stima è dovuta al caso o se effettivamente ha una valenza statistica attraverso i test placebo descritti nella sezione 2.1.2.

3.1.1 Test placebo

La figura 3.3 illustra il gap stimato per Matera e i gap placebo per le altre province che non hanno ricevuto il trattamento. Da questo grafico risulta che il gap di Matera non è superiore rispetto a quelli delle altre province. Tuttavia, questo grafico non è ottimale per trarre conclusioni causali, poiché per alcune province il fit pre trattamento risulta scarso. È interessante notare che le province per cui il pre

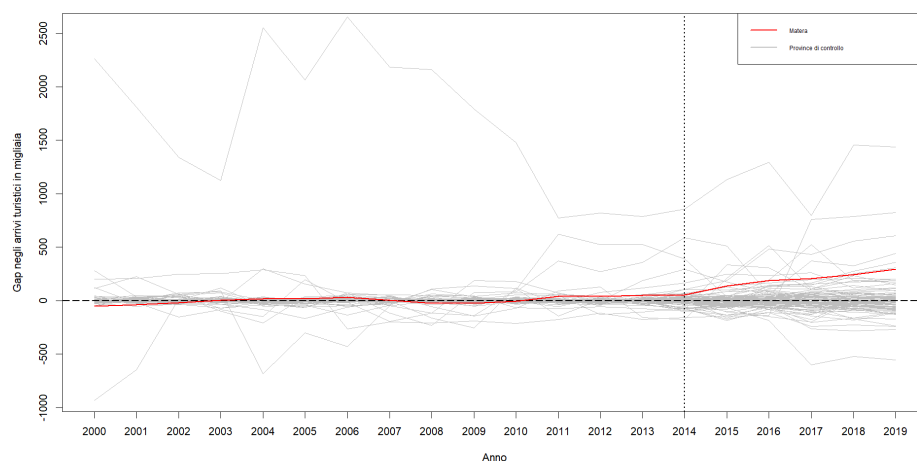


Figura 3.3: Test placebo: differenza tra gli arrivi osservati a Matera e gli arrivi stimati dal suo controllo sintetico (linea rossa), differenza tra gli arrivi osservati in ciascuna provincia del donor pool e gli arrivi stimati dal suo controllo sintetico placebo (linee grigie)

fit risulta peggiore sono Roma (la più alta in assoluto), Venezia, Firenze, Milano e Bolzano; che tali province non riescano ad essere ben approssimate dal controllo sintetico non stupisce. Di fatti queste province erano quelle per cui, stando alle statistiche descrittive approfondite nella sezione 2.3.1, si registrava un numero di arrivi turistici parecchio superiori al resto delle unità, quindi è comprensibile che il controllo sintetico non riesca a ricrearne il trend.

Per migliorare l'interpretazione dei risultati, si potrebbero escludere dal grafico le province per cui l'RMSPE (errore quadratico medio di previsione) pre trattamento è k volte superiore a quello di Matera. Tuttavia, questa strategia richiede la scelta di una soglia arbitraria k . Per evitare tale arbitrarietà, si opta per l'approccio descritto nella sezione 2.1.2: calcolare la distribuzione dei rapporti tra l'RMSPE post trattamento e pre trattamento. Questo permette di valutare la significatività dell'effetto senza dover imporre soglie soggettive di esclusione. Si riporta dunque in figura 3.4 la distribuzione dei rapporti post/pre RMSPE. In figura 3.4, Matera

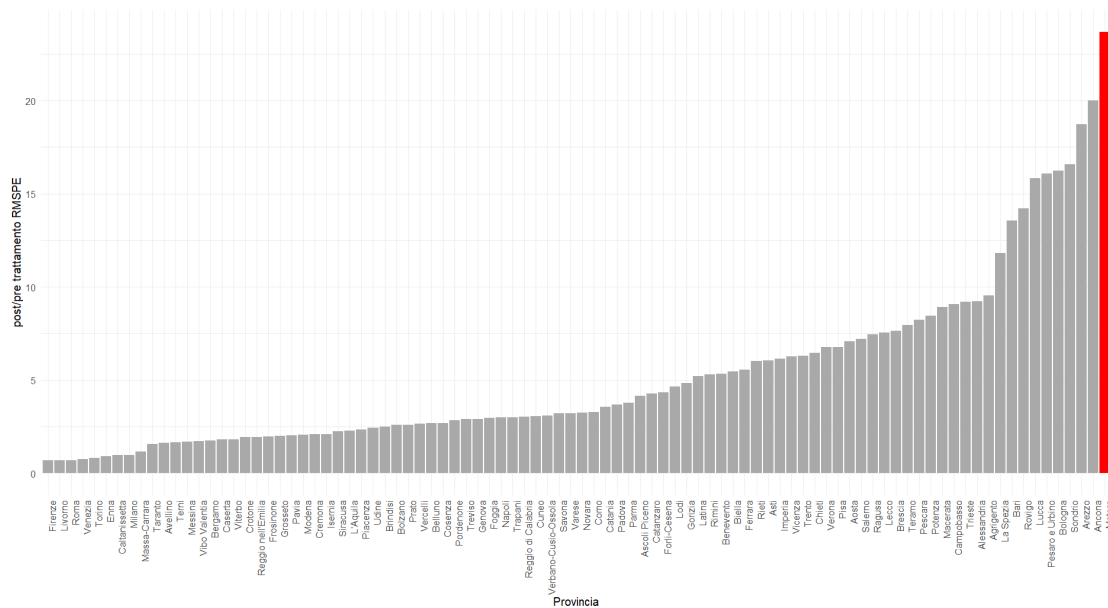


Figura 3.4: Rapporto post/pre trattamento RMSPE: in rossa si evidenzia Matera in grigio le altre province considerate

si distingue chiaramente come la provincia con il rapporto RMSPE più alto. Il gap post nomina è circa 23 volte maggiore rispetto al gap pre nomina. Questo conferma che l'effetto stimato per Matera non è dovuto al caso e che effettivamente Matera

a seguito della nomina a Capitale della Cultura Europea avvenuta nel 2014 ha beneficiato di un aumento significativo di arrivi turistici.

3.1.2 Analisi di robustezza

Si valuta ora la robustezza della stima in primis attraverso il test *leave-one-out* descritto nella sezione 2.1.2. Questo test è utile perchè permette di valutare se la stima è particolarmente sensibile a piccoli cambiamenti nella specificazione del modello. Infatti l'overfitting può rendere il modello eccessivamente sensibile a piccole modifiche nei dati o nella specifica del modello.

In figura 3.5 si riporta il grafico contenente le ristime del modello ottenute attraverso l'eliminazione, una alla volta, delle province del donor pool a cui il modello assegna peso positivo (3.1). Come nei grafici precedenti, la linea rossa rappresenta gli arrivi turistici osservati a Matera e la linea grigia tratteggiata la stima del controllo sintetico senza l'esclusione di alcuna provincia.

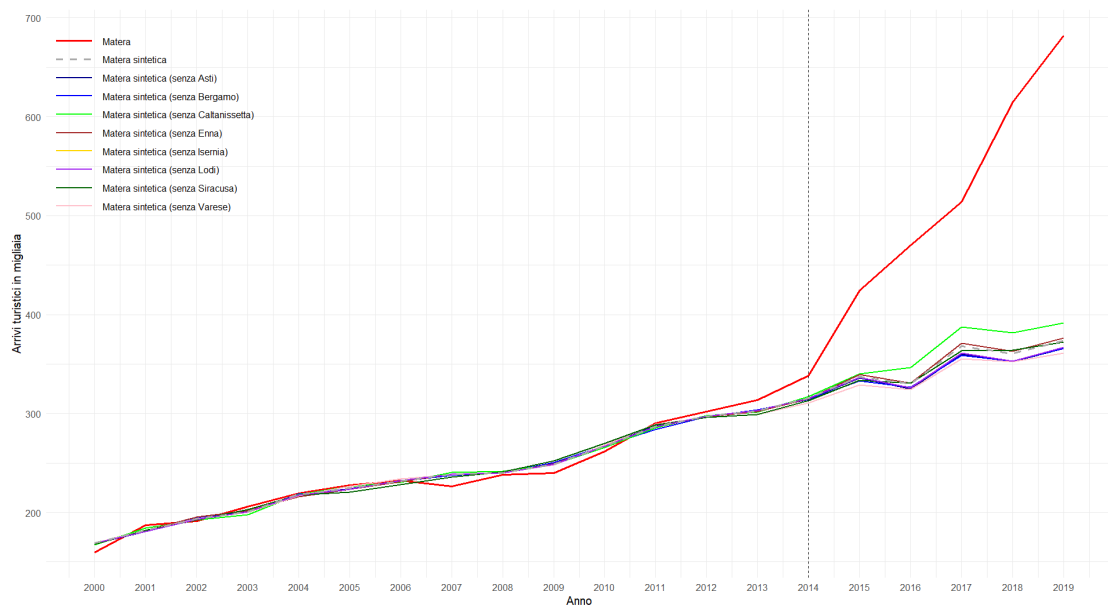


Figura 3.5: Distribuzione *leave-one-out* relativa alle province nel donor pool che ottengono peso positivo. La linea rossa è relativa agli arrivi a Matera, quella grigia tratteggiata alla stima del controllo sintetico, le linee colorate sono le stime *leave one out*

Si può notare che tutte le stime sono piuttosto robuste all'esclusione di qualsiasi provincia considerata. Nel pre trend tutti i controlli sintetici *leave-one-out* seguono molto bene la linea grigia tratteggiata ossia il controllo sintetico stimato per Matera. Dopo il trattamento la stima ottenuta escludendo Caltanissetta (nel grafico rappresentata dalla linea verde chiara) è quella che si discosta maggiormente. Questo probabilmente è dovuto al fatto che Caltanissetta è la provincia a cui è assegnato il peso più alto (0.535) per cui l'eliminazione di tale provincia altera leggermente di più la stima.

Il medesimo test *leave-one-out* viene inoltre applicato anche ai predittori: si ristima il modello escludendo uno alla volta ogni predittore con peso positivo. In questo caso i predittori sono 14 e sono i ritardi della variabile di outcome per ogni anno del periodo pre trattamento. Come si può vedere in tabella 3.3 tutti i predittori ottengono peso positivo e in generale l'assegnazione dei pesi è abbastanza bilanciata. In figura 3.6 si riportano le stime ottenute con tale test. Guardando il grafico si può concludere che anche questo test sta confermando che i risultati sono robusti, infatti l'outcome per Matera sintetica cambia molto poco.

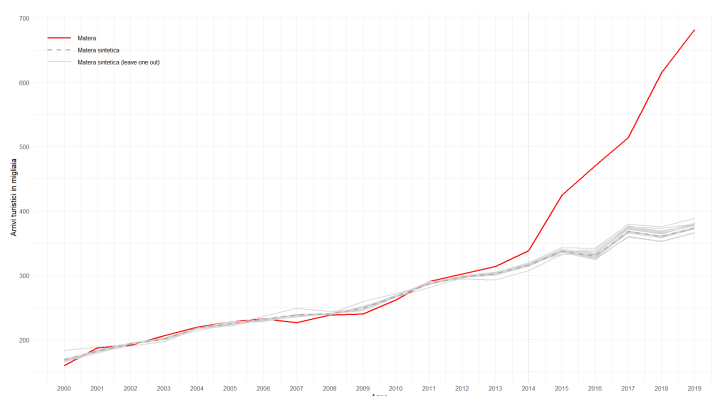


Figura 3.6: Distribuzione leave one out relativa ai ritardi della variabile di outcome utilizzati come predittori che ottengono peso positivo

Predittore	Peso
Arrivi 2000	0,056
Arrivi 2001	0,053
Arrivi 2002	0,050
Arrivi 2003	0,058
Arrivi 2004	0,061
Arrivi 2005	0,065
Arrivi 2006	0,076
Arrivi 2007	0,078
Arrivi 2008	0,077
Arrivi 2009	0,077
Arrivi 2010	0,081
Arrivi 2011	0,089
Arrivi 2012	0,089
Arrivi 2013	0,092

Tabella 3.3: Pesì dei predittori

Successivamente si procede nell'analisi valutando la robustezza dello stimatore rispetto a questa specificazione del modello.

Si includono le variabili di controllo denominate come "covariate a" precedentemente. Si considerano quindi 11 variabili di controllo: il numero di letti negli

alberghi a 5,4,3,2 e 1 stella, la distanza dagli aeroporti, la densità di popolazione, l'indice di micro-criminalità, il numero di musei e istituti similari aperti al pubblico e il valore aggiunto per abitante. Infine, come già sottolineato nella sezione nella sezione 2.1.5, l'inclusione variabili di controllo congiuntamente a tutti i ritardi della variabili di outcome è una pratica sconsigliabile. Si sceglie di includere un unico ritardo della variabile dipendente al fine di migliorare la capacità di stimare il controfattuale, evitando un adattamento spurio (McClelland e Mucciolo 2022). Il ritardo scelto è relativo all'anno 2013, poichè è il predittore che ottiene il peso più alto nella stima precedente (si veda la tabella 3.3).

L'idea di fondo è che, se le covariate sono dei buoni predittori dell'outcome di interesse e la stima è stabile, allora si dovrebbero ottenere risultati, non identici ma, simili alla specificazione senza tali covariate.

In figura 3.7 si riporta la stima ottenuta con l'introduzione delle "covariate a". Si può notare che tale stima (linea nera tratteggiata) segue in modo approssimativo sia la stima ottenuta utilizzando come uniche covariate i valori ritardati della risposta (linea grigia tratteggiata) sia l'outcome osservato per Matera (linea rossa). Infatti le province a cui il modello assegna peso positivo (3.1) sono diverse da quelle relative alla specificazione senza queste 11 variabili. Questo potrebbe essere un'evidenza a favore del fatto che i risultati non sono particolarmente stabili oppure potrebbe indicare che le "covariate a" non sono forti predittori degli arrivi turistici, evidenziando una loro incapacità nel catturare la complessità e la multidimensionalità del fenomeno.

Per valutare quale tra queste due ipotesi è più plausibile si ristima ulteriormente il modello inserendo come variabili di controllo le "covariate b". L'idea dell'inclusione di questo secondo gruppo di covariate è di considerare variabili "multidimensionali," ovvero capaci di cogliere appieno diversi aspetti del fenomeno turistico e che insieme sintetizzino il potere attrattivo di ogni provincia. Si utilizzano dunque gli indicatori regionali riferibili al 2013 che catturano il pilastro natura, il pilastro soddisfazione, il pilastro cultura e il pilastro impatto economico. Inoltre, per non considerare solo dati regionali e per prendere in esame anche la dimensione ricettiva, si includono anche le variabili relative al numero di letti negli alberghi a 5,4,3,2 e 1. Infine anche in questo caso si integra con il ritardo della variabile di outcome per l'anno 2013.

In figura 3.8 si riportano i risultati per questa specificazione del modello. Si nota

immediatamente che, a differenza del grafico 3.7, la stima ottenuta (linea nera tratteggiata) è simile alla stima ottenuta con tutti gli outcome ritardati come covariate (linea grigia). Infatti in termini di gap medio, ossia la media del valore assoluto delle differenze osservate ogni anno tra la stima di Matera sintetica senza covariate e la stima di Matera sintetica con "covariate a" si ottiene un valore pari a 16.685 arrivi, che è di gran lunga superiore a quello che si ottiene tra la stima di Matera sintetica senza covariate e la stima di Matera sintetica con "covariate b" pari a 6.696 arrivi. Nella tabella 3.4 si riportano i pesi non nulli assegnati alle province

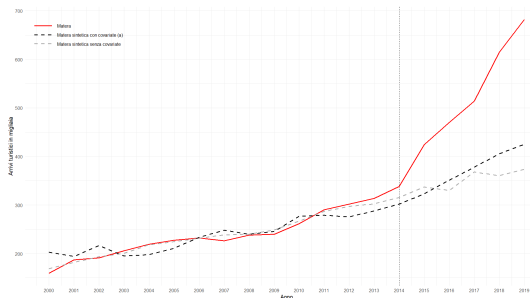


Figura 3.7: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera (linea rossa), stima del controllo sintetico senza covariate (linea grigia tratteggiata) e stima del controllo sintetico con "covariate a" (linea nera tratteggiata)

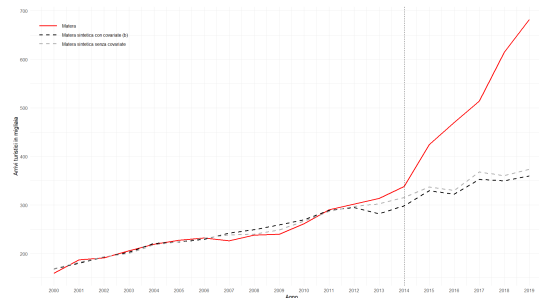


Figura 3.8: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera (linea rossa), stima del controllo sintetico senza covariate (linea grigia tratteggiata) e stima del controllo sintetico con "covariate b" (linea nera tratteggiata)

del donor pool in questo caso. Seppur con peso diverso, rispetto ai pesi assegnati alle province nella prima specificazione (si veda la tabella 3.1), vengono selezionate Isernia, Enna, Varese, Asti e Caltanissetta, non vengono invece selezionate Siracusa Bergamo e Lodi.

Traendo le somme relativamente alla robustezza della stima rispetto all'inserimento di variabili di controllo, si può affermare che se ci si fosse fermati alla specificazione con "covariate a" si sarebbe concluso che la stima non era particolarmente robusta. Tuttavia la specificazione con "covariate b" fa invece ben sperare che la stima sia robusta all'aggiunta di forti predittori dell'outcome di interesse. Nella migliore delle ipotesi quello che si sarebbe potuto osservare sarebbe stata una stima molto simile, che includeva le stesse province con un peso simile. Questo non

si è osservato probabilmente perchè la maggior parte delle variabili inserite nella specificazione "covariate b" in primis sono relative soltanto al 2013 e in secundis non riescono a discriminare tra province appartenenti ad una stessa regione. Ad esempio il fatto che venga inclusa Potenza (si veda la tabella 3.1) è molto probabilmente dovuto al problema di queste variabili.

Pesi	Province
0,412	Isernia
0,276	Enna
0,174	Potenza
0,094	Varese
0,025	Asti
0,012	Caltanissetta
0,007	Bari

Tabella 3.4: Pesi associati alle province nella stima di Matera sintetica con "covariate b"

Constato che l'inclusione delle covariate disponibili garantisce, in una certa misura, robustezza alla stima, si prosegue l'analisi continuando a considerare come unici predittori i valori ritardati della variabili di outcome.

Si utilizza ora il pacchetto R *scpi* di Cattaneo, Feng, Palomba et al. (2024b). Il vantaggio dell'utilizzo di tale pacchetto è che permette il calcolo di intervalli di previsione condizionali per l'effetto del trattamento. Inoltre l'utilizzo di un pacchetto diverso, che utilizza metodi di ottimizzazione diversi permette un ulteriore controllo di robustezza: anche in questo caso ci si aspetta di ottenere una stima controfattuale simile a quella ottenuta con *synth*. In figura 3.9 si riporta il grafico della stima con rispettivi intervalli di previsione condizionali al 90% con incertezza *out-of-sample* calcolata tramite il metodo della regressione quantilica. Anche gli altri metodi di stima dell'incertezza *out-of-sample* hanno portato a intervalli di previsione condizionali simili. In Appendice B (4.1) si riportano i valori dei limiti inferiori e superiori di ognuno di questi e anche quelli relativi alla stima *in-sample*. Gli intervalli di previsione condizionali confermano ciò che il test placebo aveva messo in evidenza. Infatti gli arrivi turistici osservati per Matera nel periodo post trattamento si trovano al di fuori dell'intervallo di previsione per tutti gli anni post

trattamento, per cui la nomina ha avuto un effetto reale in termini di aumento nei flussi turistici.

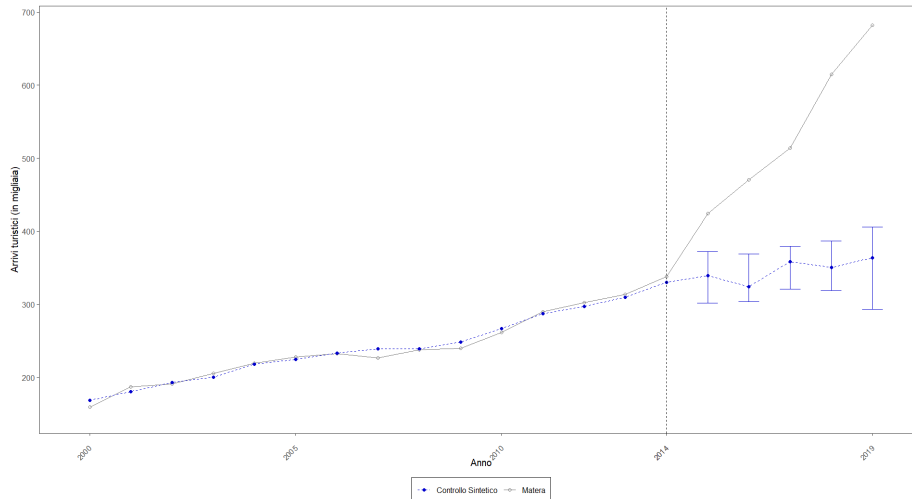


Figura 3.9: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera (linea nera), stima del controllo sintetico senza covariate (linea blu) con intervalli di previsione condizionali al 90% con incertezza out-of-sample calcolata tramite il metodo della regressione quantile.

Per quanto riguarda il confronto tra la stima ottenuta con il pacchetto `scpi` e con `synth` si può notare dalla tabella 3.5 che ad eccezione di Lodi e Isernia, che erano quelle con il peso più basso nella stima con `synth` (si veda la tabella 3.1), tutte le altre vengono incluse come province attive seppur con pesi diversi.

Provincia	Peso
Caltanissetta	0,610
Siracusa	0,103
Enna	0,101
Varese	0,063
Bergamo	0,058
Asti	0,048
Torino	0,017

Tabella 3.5: Pesi associati alle province nella stima di Matera sintetica con `scpi`

La stima infatti non è identica ma abbastanza simile, si osserva un gap medio in valore assoluto tra questa e quella ottenuta con synth di 2.243 visitatori. In tabella 3.6 si riportano le stime degli effetti causali ottenuti per le due stime approssimate al primo intero e gli incrementi percentuali per entrambe le stime approssimate al primo intero. I valori delle prime due colonne rappresentano dunque il numero di arrivi annuali attribuibili esclusivamente all'effetto della nomina di Matera. I valori nelle ultime due colonne sono interpretabili più intuitivamente come la percentuale aggiuntiva di arrivi generati dalla nomina. Gli incrementi percentuali sono stati calcolati per ogni anno post trattamento ponendo come numeratore la differenza fra gli arrivi osservati e la rispettiva stima contofattuale e come denominatore la stima contofattuale, il tutto moltiplicato per 100. Il totale è stato calcolato similmente ma considerando le medie degli anni post trattamento. Con scpi si ottengono dei valori leggermente superiori. In entrambi le stime tuttavia l'effetto del trattamento aumenta con gli anni ad eccezione del 2017 in cui si ha un lieve calo.

Anno	Effetto		Incremento %	
	Synth	SCPI	Synth	SCPI
2015	86.749	84.831	26%	25%
2016	140.025	146.062	42%	45%
2017	145.627	155.561	39%	43%
2018	253.887	264.157	70%	75%
2019	308.476	318.530	83%	88%
Totale	934.764	969.141	53%	56%

Tabella 3.6: Stima dell'effetto causale e incremento percentuale per Matera 2015-2019.

3.1.3 Riduzione del Donor pool

Si valuta ora se riducendo il donor pool secondo tre diversi criteri si continua ad osservare un effetto del trattamento, quindi si includono dapprima le province che si sono nominate al titolo insieme e Matera presenti nel dataset, successivamente le province del Sud e delle Isole presenti nel dataset e infine si riduce il donor seguendo la metodologia proposta da McClelland e Mucciolo (2022). L'idea è presupporre che le province che si sono nominate per ottenere il titolo per l'anno

2019 possano condividere caratteristiche non osservate più simili a Matera rispetto a tutte le province considerate, similmente si pensa che le province del Sud-Italia siano accumulate da caratteristiche simili. Con il trimming si tenta, invece, una riduzione più oggettiva e non basata su assunzioni di carattere intuitivo.

Per ridurre il donor pool attraverso il metodo del trimming si riporta in figura 3.10 il grafico in cui si rappresenta per ogni outcome ritardato della risposta la differenza tra il valore per le province nel dataset non trattate e il valore per Matera. Le differenze sono state standardizzate in modo che abbiano una deviazione standard unitaria. Il punto rosso in corrispondenza dello zero per ogni valore ritardato dell'outcome rappresenta Matera. I punti grigi rappresentano la differenza tra gli arrivi turistici nel donor pool e Matera. Dal momento che il donor pool a disposizione è abbastanza ampio si sceglie di eliminare tutte le province per cui la differenza risulta superiore a 1 in valore assoluto. Si eliminano dunque le province di Bolzano, Brescia, Firenze, Milano, Napoli, Rimini, Roma, Trento, Venezia, Verona. Il donor pool finale è quindi composto da 82 unità.

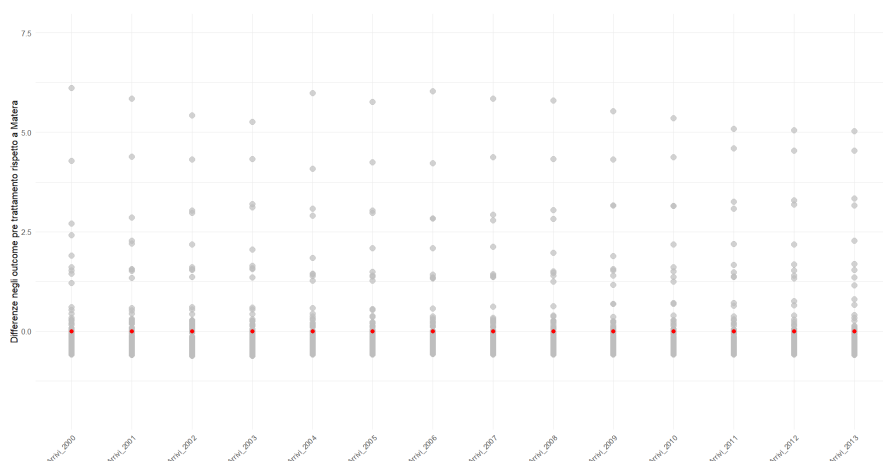


Figura 3.10: Differenze standardizzate negli outcome pre trattamento rispetto a Matera: in grigio si evidenziano i punti relativi alle province del donor pool, in rosso Matera

In figura 3.11 si rappresentano graficamente queste tre diverse specificazioni del donor pool. In grigio si evidenziano le province incluse nel donor pool, in verde e in bianco le province escluse (con la sola differenza che quelle bianche sono quelle escluse dal dataset) e in rosso Matera. La prima mappa considera la specificazione

con le province candidate, la seconda con le province del sud e infine la terza con le province selezionate dal trimming.

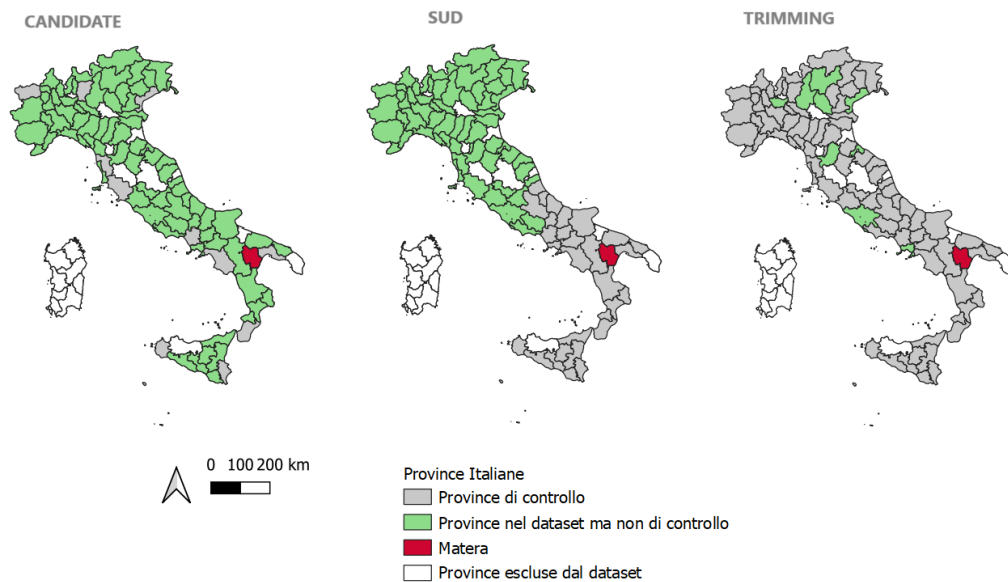
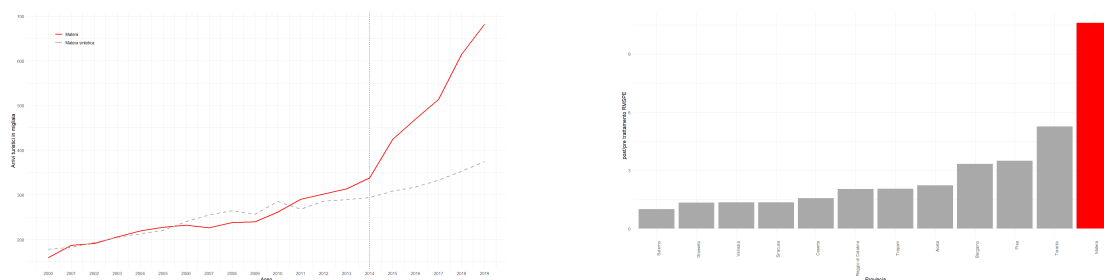


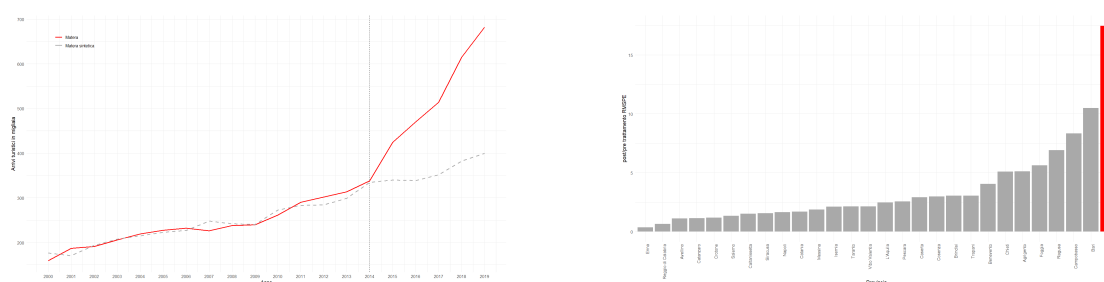
Figura 3.11: Province di controllo (ossia incluse nel donor pool) secondo le tre diverse specificazioni.

Figura ottenuta tramite il software QGIS 3.28.2 utilizzando dati ISTAT sui confini delle unità amministrative

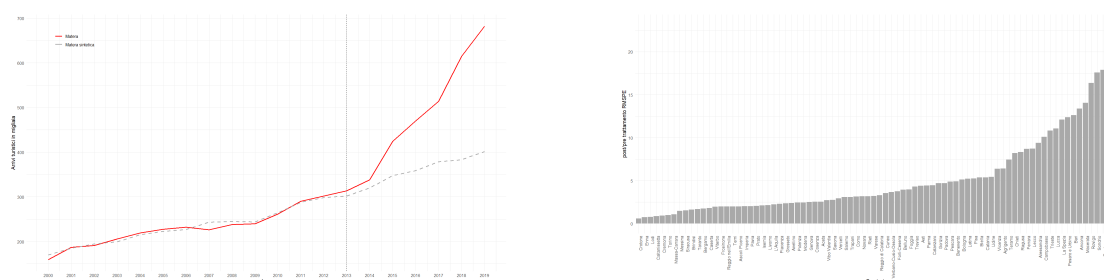
Si riportano in figura 3.12 i risultati ottenuti attraverso queste specificazioni del modello. Guardando la prima colonna che riporta le stime del controllo sintetico per Matera si vede come all' aumentare delle unità nel donor pool il pre fit migliora. Ciò è in linea con quanto si era discusso nella sezione 2.1.5 riguardo alla scelta del donor pool. Per quanto riguarda la previsione controfattuale si osserva che, nonostante non risulti identica, tuttavia le stime dell'effetto del trattamento sono abbastanza vicine tra loro e abbastanza vicine alla stima dell'effetto ottenuta nella specificazione iniziale con tutte le province del dataset incluse nel donor pool. Nella seconda colonna della figura 3.12 sono riportate le distribuzioni dei rapporti post/pre trattamento RMPSE. Tutte le distribuzioni confermano che l'effetto stimato per Matera non è dovuto al caso e che effettivamente Matera, a seguito della



1. Risultati controllo sintetico con province candidate alla nomina come donor pool



2. Risultati controllo sintetico con province del Sud e Isole come donor pool



3. Risultati controllo sintetico con trimming delle province come donor pool

Figura 3.12: Risultati del controllo sintetico attraverso diverse restrizioni del donor pool: la prima colonna riporta il grafico degli arrivi turistici (in migliaia) per Matera (linea rossa) e la stima del controllo sintetico (linea grigia tratteggiata), la seconda colonna riporta la distribuzione dei rapporti post/pre trattamento RMSPE anche in questo caso in rosso si evidenzia Matera in grigio le altre province considerate

nomina a Capitale della Cultura Europea avvenuta nel 2014, ha beneficiato di un aumento significativo di arrivi turistici.

In conclusione di questa sezione riguardante la riduzione del donor pool si riportano in un unico grafico (3.13) le stime ottenute con le diverse specificazioni. Come era già evidente le stime hanno lo stesso andamento, sebbene si discostino in alcuni punti. Quello che è interessante notare da questo grafico è che tutte le specificazioni per tutti i punti temporali post trattamento cadono all'interno degli intervalli di previsione condizionali, suggerendo una certa robustezza della stima del controllo sintetico a diverse specificazioni del donor pool. In particolare si nota che nel post trattamento la stima controfattuale ottenuta con le province candidate è quella più bassa e che suggerirebbe quindi un effetto più forte. Ciò si potrebbe spiegare dal fatto che il donor pool è estremamente ridotto (11 province) e la stima si basa su Reggio di Calabria e Taranto, due province che hanno un post trend relativamente piatto. Le specificazioni in cui si considerano come donor pool le province del sud e le province selezionate dal trimming hanno un trend abbastanza simile poichè entrambe selezionano Enna, Siracusa, Brindisi, Bari e Salerno (nel trimming in più vengono selezionate anche Varese e Bergamo) assegnando dei pesi poco dissimili.

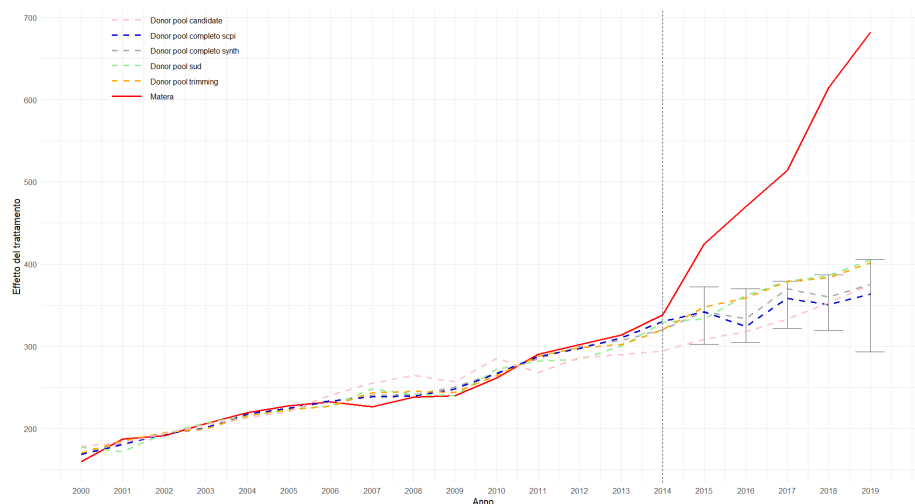


Figura 3.13: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera (linea rossa) e diverse stime controfattuali ottenute con diverse specificazioni del modello con intervalli di previsione condizionali al 90% con incertezza *out-of-sample* calcolata tramite il metodo della regressione quantile.

3.1.4 Effetto anticipazione?

Come si notava precedentemente dal grafico 3.1 e dalla tabella 3.2 per il 2014, si ottiene un gap pari a circa 22.641 arrivi che è superiore ai gap che si osservano negli precedenti. Utilizzando per la stima il pacchetto `scpi`, di Cattaneo, Feng, Palomba et al. (2024b) che permette di ottenere intervalli di previsione condizionali, il gap si riduce a 9.132 arrivi, ma in ogni caso rimane aperta la questione sulla necessità di predatare l'intervento. La domanda da porsi, allora, è se sia più corretto considerare come anno del trattamento il 2013 o se invece, il gap osservato nel 2014 si può ritenere trascurabile e da non attribuirsi ad un vero e proprio effetto anticipazione. Si retrodata, dunque, l'anno del trattamento al 2013. Si utilizza la stima ottenuta con `scpi` perchè in questo modo si ottengono gli intervalli di previsione condizionali. Gli intervalli in figura 3.14 mostrano che l'effetto del trattamento nel 2014 non è significativo. Ciò si può interpretare concludendo che non vi è un vero e proprio effetto anticipazione o che comunque è un effetto trascurabile in quanto non significativo (Lawson e Smith 2023). Inoltre il backdating rappresenta anche

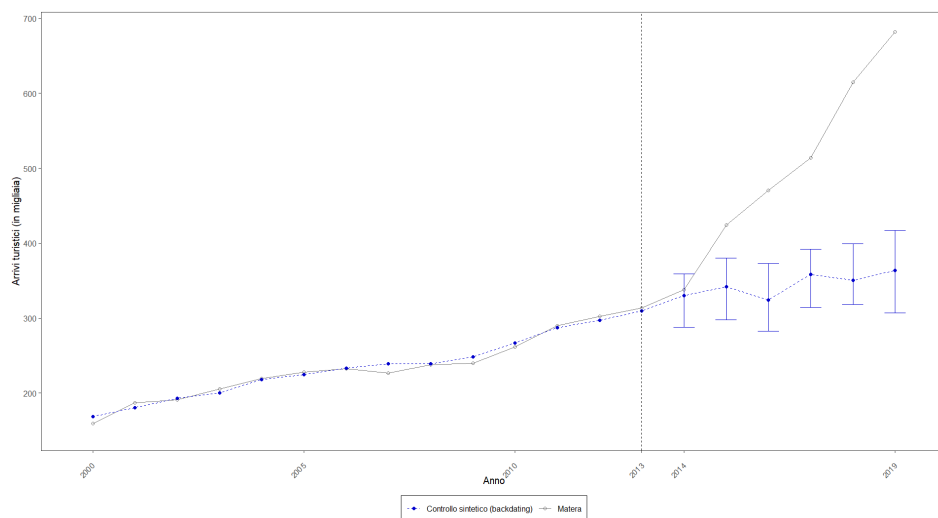


Figura 3.14: Arrivi turistici (in migliaia) annuali a Matera (linea nera), stima del controllo sintetico con backdating al 2013 (linea blu) con intervalli di previsione condizionali al 90% con incertezza out-of-sample calcolata tramite il metodo della regressione quantile.

un aggiuntivo esercizio di robustezza. Infatti avendo retrodatato l'intervento la stima del pre trend viene calcolata utilizzando gli anni che vanno dal 2000 al 2013,

lasciano il 2014 fuori. Qualora lo stimatore non fosse particolarmente stabile si assisterebbe ad una previsione controfattuale per il 2014 che si discosterebbe dalla previsione ottenuta senza backdating e in generale dal valore osservato. In questo caso invece si continua ad ottenere la medesima previsione.

3.2 Modello fattoriale

Si utilizza ora il modello fattoriale per stimare l'effetto dell'intervento sugli arrivi a Matera. L'idea è confrontare quanto si ottiene tramite questa procedura con quello che si è ottenuto con il controllo sintetico. Si considera quindi come setting il caso in cui non si hanno variabili di controllo e si hanno come unità di controllo tutte le province del dataset eccetto Matera.

Per la stima si comincia applicando il metodo delle componenti principali con l'ottica di sintetizzare l'informazione sulla variabile risposta apportata da ogni provincia di controllo, per ottenere i fattori $\hat{f}_t$. Si noti che nonostante le variabili fossero tutte espresse sulla medesima unità di misura (arrivi totali registrati annualmente nelle province) si sceglie di scalare le variabili in modo da evitare di dare più peso alle variabili che hanno varianze più elevate (Pennsylvania-State-University 2024). Dall'analisi dello screeplot 3.15 si evidenzia un gomito in corrispondenza della prima componente principale che spiega il 74% di varianza.

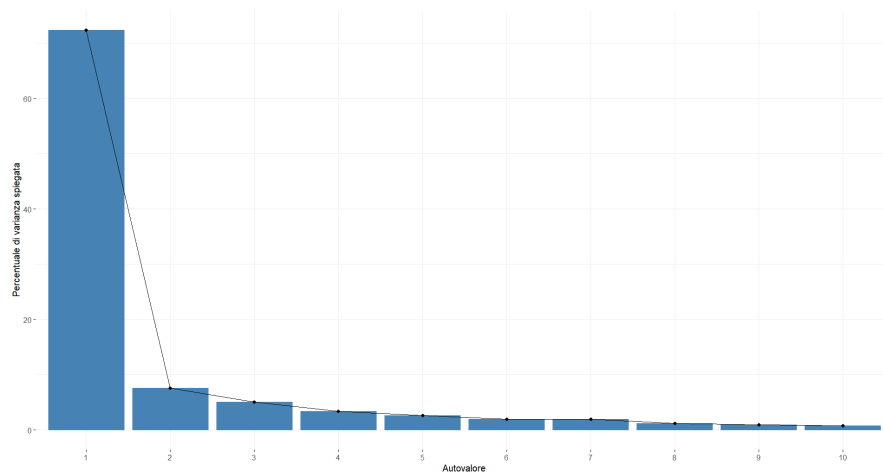


Figura 3.15: Screeplot: percentuale di varianza spiegata da ciascuna componente principale.

Si decide dunque di considerare solo la prima componente principale. Ciò è coerente anche se si decidesse di seguire il metodo della soglia in cui, solitamente si raccomanda di scegliere il numero delle componenti principali che riescono a spiegare una percentuale di varianza cumulata compresa tra il 70% e il 90% (Giordani 2019). Inoltre anche nell'applicazione di Bai e Wang (2024) sui dati utilizzati da Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) si seleziona una componente principale. $\hat{f}_t$ sarà quindi uno scalare per ogni fissato $t = 1, \dots, T$. In appendice C (4.3), si riportano i valori delle prime tre componenti principali, la prima colonna rappresenta $\hat{f}_t$.

Successivamente si ottengono le stime $\hat{\lambda}_1(0) = -36577, 53$ e $\hat{\lambda}_1(1) = -64565, 65$. A questo punto è possibile ottenere una stima dell'effetto. In figura 3.16 si riporta il grafico dell'effetto stimato dal modello fattoriale confrontato con l'effetto stimato ottenuto per il controllo sintetico. La linea grigia presentata in questo grafico sarebbe quella che nel grafico 3.3 è stata rappresentata in rosso. In questo caso si è evitato di utilizzare il colore rosso per non creare fraintendimenti dal momento che entrambe le linee rappresentano l'effetto stimato per Matera. Si riscontra un andamento generale simile: in entrambe le stime l'effetto stimato è tendenzialmente crescente e raggiunge il picco nel 2019. Tuttavia, almeno a livello puntuale, le due stime sembrano misurare l'effetto dell'intervento in modo diverso.

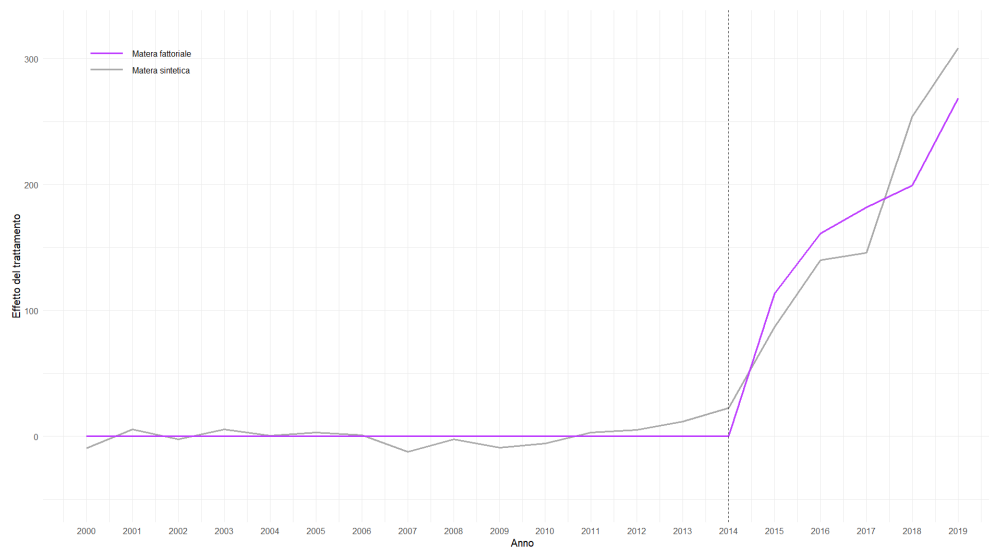


Figura 3.16: Stima dell'effetto del trattamento: modello fattoriale (linea viola) a confronto con il controllo sintetico (linea grigia)

Si utilizza il test di Chow per verificare se i parametri di regressione differiscono tra i due gruppi. La statistica F ottenuta è pari a 3.573689, con un p-value di 0.041, quindi ad un livello di significatività pari a 0.05 si può rifiutare l'ipotesi nulla di uguaglianza dei parametri tra i gruppi. Pertanto, si può concludere che esiste un cambiamento strutturale nei parametri del modello, ossia che l'intervento ha avuto un effetto significativo.

Per capire meglio la relazione tra la stima del controllo sintetico e quella fattoriale e per avere un'ulteriore valutazione della significatività dell'effetto causale fattoriale, in figura 3.17 sono stati ottenuti gli intervalli di confidenza al 95% di significatività applicando i risultati asintotici descritti nella sezione 2.2.2. Si riporta, per avere un confronto complessivo, anche la stima ottenuta con scpi.

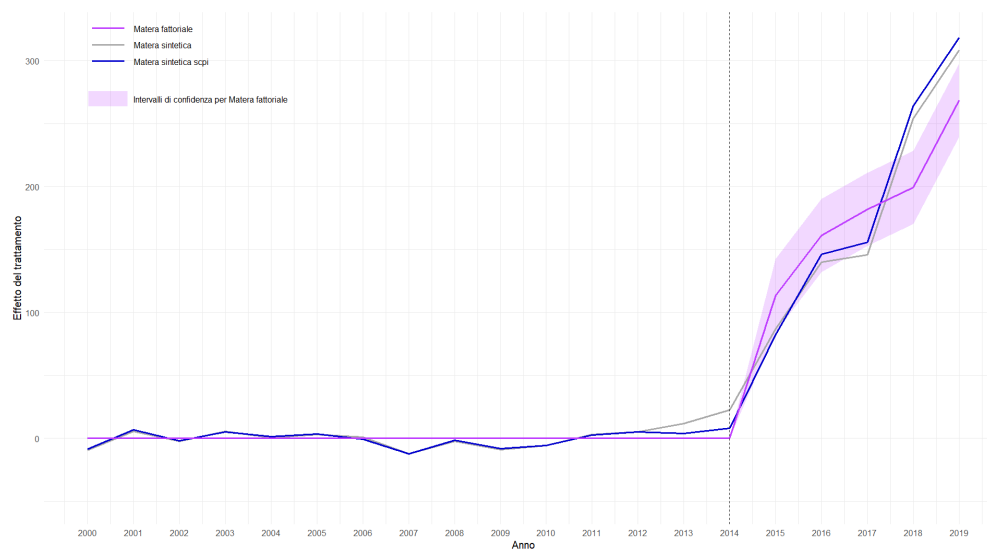


Figura 3.17: Intervalli di confidenza al 95% per la stima del modello fattoriale (linea viola), controllo sintetico con synth (linea grigia) e controllo sintetico con scpi (linea blu)

Gli intervalli di confidenza confermano che l'effetto è significativo, (qualora non lo fosse stato avrebbero incluso il valore 0). Inoltre si nota che per il 2015 e per il 2016 sia la stima ottenuta con synth che quella ottenuta con scpi cadono all'interno degli intervalli di confidenza, per il 2017 questo avviene solo per la stima di scpi mentre per il 2018 e il 2019 entrambe le stime cadono fuori l'intervallo. Rispetto al controllo sintetico la stima del modello fattoriale sovrastima l'effetto per gli anni

20015-2017 e invece sottostima per gli anni successivi. In generale dunque si può concludere che si ottiene una stima dell'effetto che ricalca solo sommariamente quella che si ottiene con il controllo sintetico. Ciò porta ad una riflessione che potrebbe spiegarne il motivo: l'interesse nei riguardi di questo metodo di stima è motivata dal fatto Bai e Wang (2024) utilizzando i dati di Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2015) ottengono stime degli effetti causali molto simili a quelle stimate dal controllo sintetico; tuttavia nella sezione 2.2.3 si era concluso che la differenza nella stima dell'effetto tra i due metodi causale può essere piccola quando mediata nel tempo o su molte unità trattate, ma in generale potrebbe non essere trascurabile. In Abadie, Diamond e Hainmueller (2010) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2015) si ha un'unica unità tratta, come nel caso di Matera, ma più periodi temporali rispetto al caso studio preso in esame. Probabilmente, dunque, affinché le due stime possano risultare maggiormente simili si sarebbe dovuto disporre di osservazioni precedenti al 2000 e quindi di una finestra temporale più ampia.

Capitolo 4

Conclusioni

La valutazione dell'impatto che la nomina a Capitale della Cultura Europea di Matera annunciata nel 2014 ha avuto sugli aumenti dei flussi turistici registrati nella provincia di Matera è stato l'obiettivo primario di questo lavoro di tesi. Parallelamente a tale obiettivo si è delineato implicitamente un secondo obiettivo di natura metodologica: esaminare in dettaglio il metodo del controllo sintetico, partendo dai primi studi di Abadie fino ad applicazioni più recenti, al fine di delineare chiaramente il contesto applicativo di questa metodologia. Tale obiettivo è implicito poichè mira a fornire una stima causale accurata per il caso studio preso in esame, considerando tutti gli avvertimenti e le precauzioni riscontrate nella letteratura.

Il risultato che le analisi hanno evidenziato è che la nomina ha avuto un impatto significativo in termini di aumenti nei flussi turistici e questo è in linea con quanto osservato negli studi precedenti. In particolare si sottolinea che i risultati indicano che tutti gli anni post trattamento (2015-2019) hanno beneficiato di effetti significativi in termini di aumenti turistici e non solo il 2019, ossia l'anno relativo al titolo. A differenza dell'analisi di Favero e Malisan (2023), in cui si riscontrava un effetto di anticipazione databile al 2013 in questo studio si conferma l'ipotesi iniziale secondo cui la nomina avvenuta nel 2014 ha generato un aumento nei flussi turistici a partire dal 2015. Inoltre a differenza dell'analisi di Favero e Malisan (2023) in cui si ipotizzava Potenza come parzialmente trattata, in questa analisi ciò non è emerso. Sarebbe bene indagare maggiormente, tuttavia, qualora si fosse riscontrato un effetto anche per Potenza tale provincia si sarebbe contraddistinta

nei test del rapporto post/pre RMPSE, ciò invece non è accaduto.

Quello che è più problematico stabilire è la misura dell'effetto della nomina su Matera. In primis, vista la natura dello studio e quanto finora detto, sembra più ragionevole basarsi sulla stima del controllo sintetico piuttosto che sul metodo del modello fattoriale. Infatti la maggior parte delle analisi, delle discussioni nonché della raccolta e dell'organizzazione dei dati si è basata sul controllo sintetico. Il metodo del modello fattoriale proposto da Bai e Wang (2024) è abbastanza recente, per cui qualora si fossero ottenuti risultati simili a quelli ottenuti con il controllo sintetico sarebbe stato interessante sia ai fini di questa analisi sia ai fini di un apporto confermativo alla letteratura per la comparazione di tale metodo con quello di Abadie. In ogni caso si può concludere che l'applicazione del metodo in questo contesto può essere utile in quanto mostra che in questo caso specifico in cui si ha un' unica unità trattata, 14 periodi pre-trattamento e 5 post-trattamento non si ottengono stime particolarmente simili. Inoltre la convergenza nella significatività statistica suggerisce una robustezza generale dell'effetto stimato, nonostante le discrepanze numeriche.

A questo punto, per fornire una stima effettiva della misura dell'impatto dell'intervento si può ricorrere alla stima ottenuta considerando come donor pool l'intero dataset (ad eccezione di Matera) e in cui come covariate si considerano gli outcome della risposta ritardati: infatti le stime ottenute da specificazioni alternativa possono tutte essere viste come permutazioni di questo assetto originario volte a confermare la validità della stima. La stima causale ottenuta per ogni anno post-trattamento può essere visualizzata dunque nella tabella 3.6. Prendendo in considerazione la stima ottenuta con synth (il pacchetto originario proposto da Abadie), a livello di incremento medio annuo nel numero di arrivi turistici generati dalla nomina per il periodo 2015-2019, si ottiene un valore pari a 186.952 visitatori. Nello studio di Macrì e Samà (2022), in cui si considerava il 2014 come trattato e in cui ci si limitava ad una analisi descrittiva si otteneva un valore pari a 172 mila visitatori. Per cui la loro strategia sembra sottostimare l'effetto.

A livello di incremento percentuale totale, ossia l'incremento complessivo nel periodo post-trattamento, si registra un aumento del 53%. Per il 2019, l'anno in cui Matera ha effettivamente ospitato l'evento, l'incremento è pari all' 83%. Nello studio di Favero e Malisan (2023), in cui si utilizzavano variabili risposta leggermente diverse, si riscontrava per l'anno 2019 un aumento del 119% dei check-in negli

hotel. Confrontando il loro risultato con quanto ottenuto si potrebbe concludere che nel 2019 gli incrementi negli arrivi con pernottamenti in hotel (+119%) superano gli incrementi negli arrivi generali, la variabile risposta considerata in questo lavoro di tesi, (+83%).

Con scpi (il pacchetto proposto da Cattaneo, Feng, Palomba et al. (2024b) per la stima del controllo sintetico congiuntamente al calcolo degli intervalli di previsione condizionali) si ottengono risultati simili, leggermente superiori.

Per quanto concerne i limiti di questo studio bisogna sicuramente menzionare i dati utilizzati. In primo luogo, come sottolineato nella sezione 2.3 l'utilizzo dei dati relativi alle indagini ISTAT "Movimento dei clienti negli esercizi ricettivi" e "Capacità degli esercizi ricettivi" poneva dei limiti sia a livello spaziale che a livello temporale, nelle note metodologiche si avvertiva riguardo a possibili distorsioni nei dati dovute ad esempio a cambiamenti nei criteri di classificazione e definizione o a trasferimento delle competenze tra enti. Inoltre non è stato possibile misurare il fenomeno appieno dal momento che nella variabile dipendente arrivi non venivano considerati gli arrivi "in giornata" in cui non si soggiornava nella provincia di stessa nè tanto meno si discriminava per la tipologia di viaggio. In secondo luogo la difficoltà nel reperire dati precedenti l'anno 2000 hanno imposto una finestra temporale non particolarmente ampia. In più lo shock sul turismo generato dalla pandemia COVID-19 ha fatto sì che si potessero considerare solo 5 anni post intervento, per cui non è stato possibile misurare un effetto dell'intervento a lungo termine.

Inoltre sarebbe stato di interesse anche la valutazione di una misura d'impatto a livello comunale. Questo avrebbe reso possibile analisi in cui si sarebbe potuta valutare ulteriormente la domanda di ricerca ed anche stimare il grado di impatto sul comune di Matera rispetto agli altri comuni in provincia di Matera. Si era tentato, inizialmente, un approccio con modelli a effetti fissi per comune, ma purtroppo sarebbe stato pericoloso portare avanti tale analisi. Infatti questi modelli hanno come assunzione quella dei pre trend paralleli tra gruppo di controllo e gruppo dei trattati che non sarebbe stato possibile verificare poichè la serie storica sugli arrivi dell'indagine ISTAT parte dal 2014. Inoltre lavorare con i dati comunali comportava una serie di problematiche non banali. Infatti i dati non sono raccolti su ogni comune italiano ma solo sui comuni più grandi per cui molti comuni erano aggregati in una voce unica "altri comuni della provincia di" (in cui ogni anno

venivano considerati comuni diversi a causa di variazioni dei confini territoriali). Le variazioni nei confini territoriali rappresentavano un ostacolo significativo nella costruzione di un dataset che includesse osservazioni coerenti per lo stesso comune in tutti gli anni analizzati. Ad esempio, nel 2014 il dataset contava 3.247 comuni, mentre nel 2015 il numero saliva a 3.303.

Questi ultimi limiti hanno dunque impedito un ulteriore ampliamento delle analisi. Nonostante tali limiti, tuttavia, questa tesi ha mostrato che il metodo del controllo sintetico è stato efficace per stimare l'effetto della nomina di Matera Capitale Europea della Cultura 2019 e che, quindi, la nomina ha generato un incremento significativo negli arrivi a Matera dal 2015 al 2019.

4.1 Appendice A

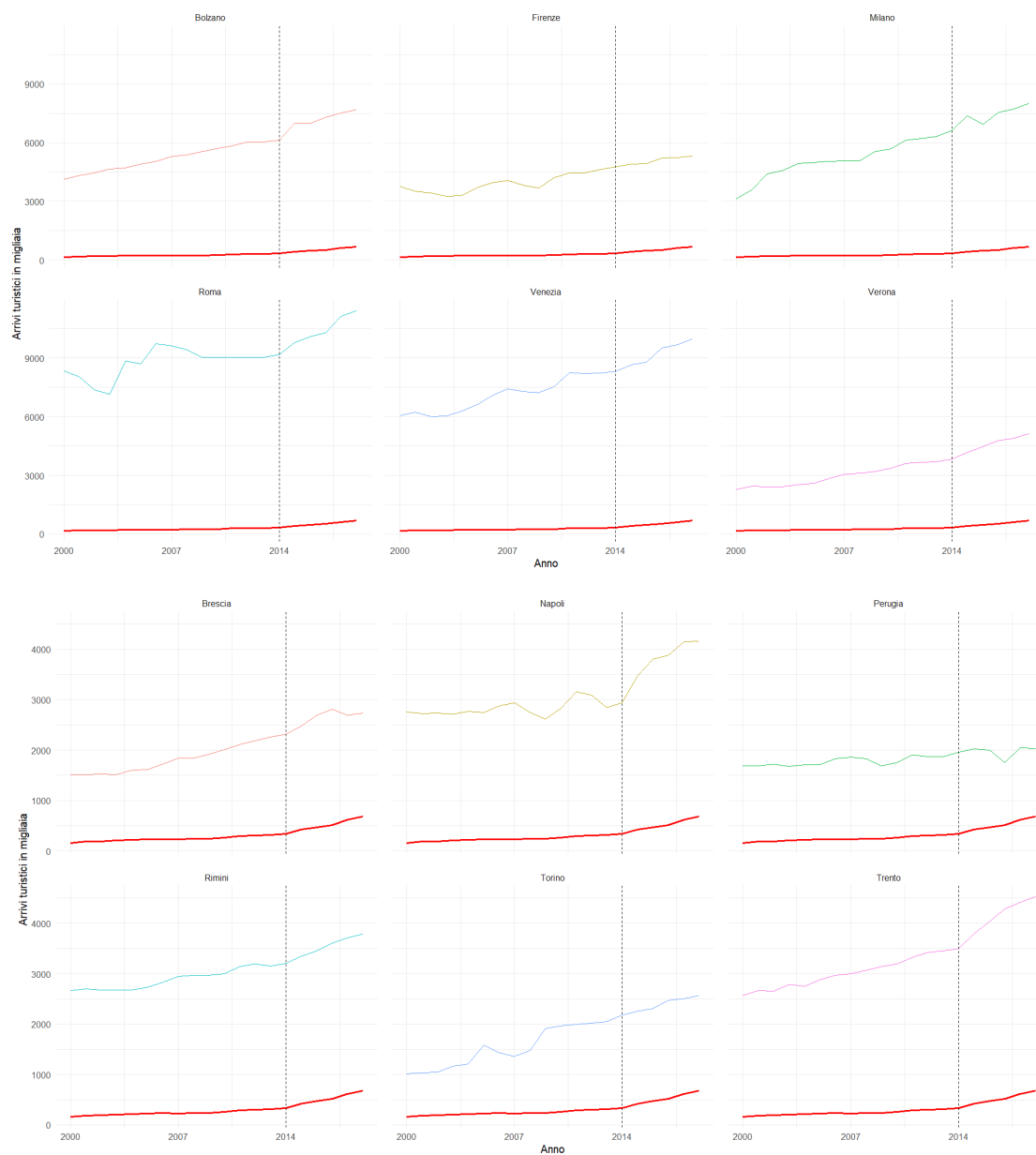


Figura 4.1: Arrivi turistici nelle province italiane 2000-2019 con linea rossa di Matera

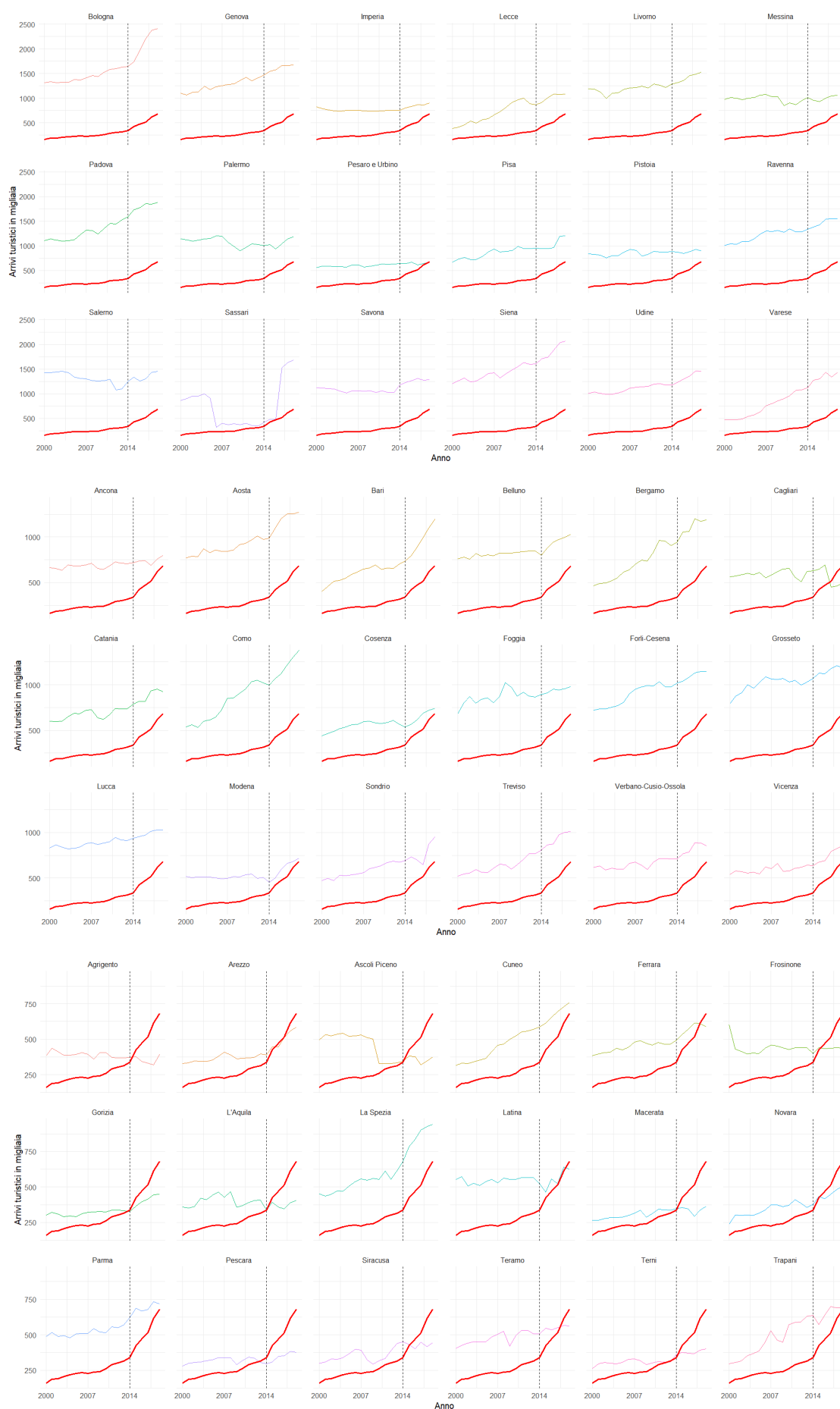


Figura 4.2: Arrivi turistici nelle province italiane 2000-2019 con linea rossa di Matera

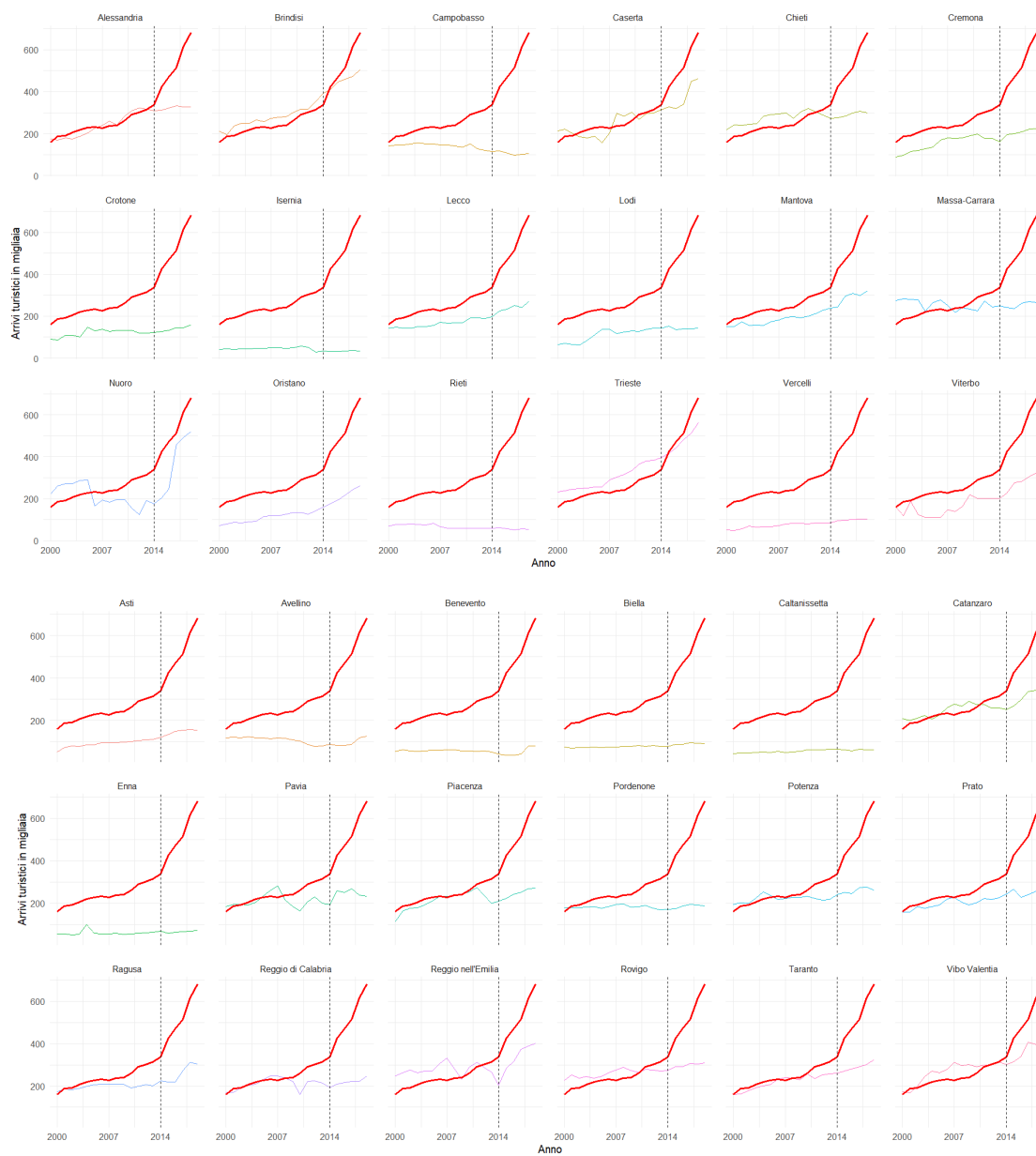


Figura 4.3: Arrivi turistici nelle province italiane 2000-2019 con linea rossa di Matera

4.2 Appendice B

Tabella 4.1: Intervalli di Previsione condizionali per la previsione controfattuale: valori in migliaia

Anno	Limite Inferiore	Limite Superiore	Ampiezza
In-sample			
2015	311.250	364.320	53.070
2016	304.990	341.990	37.000
2017	321.840	362.890	41.050
2018	321.840	378.040	56.200
2019	315.140	391.780	76.640
Approccio 1: Limiti non asintotici			
2015	306.780	379.240	72.460
2016	321.950	367.020	45.070
2017	343.260	402.190	58.930
2018	329.870	424.120	94.250
2019	305.260	413.070	107.810
Approccio 2: Modello Location-Scale			
2015	298.430	373.990	75.560
2016	302.450	357.980	55.530
2017	332.770	386.770	54.000
2018	323.440	401.280	77.840
2019	319.100	407.480	88.380
Approccio 3: Regressione Quantilica			
2015	302.300	372.310	70.010
2016	304.970	369.940	64.970
2017	321.700	379.320	57.590
2018	319.730	386.680	66.950
2019	293.190	405.600	112.410

4.3 Appendice C

	PC1	PC2	PC3
2000	-3.951389	-0.933849	0.422335
2001	-4.135415	-0.932270	0.426801
2002	-4.147151	-0.841195	0.481481
2003	-4.256923	-0.786340	0.448400
2004	-4.295926	-0.711517	0.461523
2005	-4.452247	-0.689957	0.324019
2006	-4.682252	-0.715799	-0.349921
2007	-4.924497	-0.483808	-0.339264
2008	-4.885499	-0.420970	-0.399354
2009	-4.725300	-0.303867	-0.347188
2010	-4.858262	0.000706	-0.463432
2011	-5.186649	0.129089	-0.516616
2012	-5.157629	0.150704	-0.562433
2013	-5.170924	0.226556	-0.566027
2014	-5.281308	0.359569	-0.528338
2015	-4.053675	0.480690	-0.452333
2016	-5.753858	0.630769	-0.427794
2017	-6.516429	1.049993	0.660416
2018	-7.182372	1.043269	0.758539
2019	-9.617313	1.117820	0.792691

Tabella 4.2: Componenti principali

Bibliografia

- Abadie, Alberto (giu. 2021). «Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects». In: *Journal of Economic Literature* 59.2, pp. 391–425. DOI: [10.1257/jel.20191450](https://doi.org/10.1257/jel.20191450). URL: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.20191450>.
- Abadie, Alberto, Alexis Diamond e Jens Hainmueller (2010). «Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program». In: *Journal of the American Statistical Association* 105.490, pp. 493–505. URL: <https://ideas.repec.org/a/bs/jnlasa/v105i490y2010p493-505.html>.
- (2015). «Comparative Politics and the Synthetic Control Method». In: *American Journal of Political Science* 59.2, pp. 495–510. DOI: [10.1111/ajps.12116](https://doi.org/10.1111/ajps.12116).
- Abadie, Alberto e Javier Gardeazabal (mar. 2003). «The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country». In: *American Economic Review* 93.1, pp. 113–132. DOI: [10.1257/000282803321455188](https://doi.org/10.1257/000282803321455188). URL: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/000282803321455188>.
- Abadie, Alberto e Jaume Vives-i-Bastida (2022). *Synthetic Controls in Action*. arXiv: [2203.06279 \[stat.ME\]](https://arxiv.org/abs/2203.06279). URL: <https://arxiv.org/abs/2203.06279>.
- Angrist, Joshua D. e Jörn-Steffen Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*. Princeton, NJ: Princeton University Press. ISBN: 978-0-691-12035-5.
- Araujo, Douglas K. G. (2024). *Synthetic controls with machine learning: application on the effect of labour deregulation on worker productivity in Brazil*. BIS Working Papers 1181. Retrieved from the BIS website. Bank for International Settlements. URL: <https://www.bis.org/publ/work1181.pdf>.

- Argentin, Gianluca (2017). *Fondamenti di sociologia economica*. Egea. Cap. 15, [20]–[21].
- Ashok Kaul Stefan Klößner, Gregor Pfeifer e Manuel Schieler (2022). «Standard Synthetic Control Methods: The Case of Using All Preintervention Outcomes Together With Covariates». In: *Journal of Business & Economic Statistics* 40.3, pp. 1362–1376. DOI: [10.1080/07350015.2021.1930012](https://doi.org/10.1080/07350015.2021.1930012). eprint: <https://doi.org/10.1080/07350015.2021.1930012>. URL: <https://doi.org/10.1080/07350015.2021.1930012>.
- Bai, Jushan e Serena Ng (2005). *Confidence Intervals for Diffusion Index Forecasts and Inference for Factor-Augmented Regressions*. Rapp. tecn. Columbia University. URL: https://www.columbia.edu/~sn2294/pub/forecast_long.pdf.
- Bai, Jushan e Peng Wang (mar. 2024). *Causal inference using factor models*. MPRA Paper 120585. University Library of Munich, Germany. URL: <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/120585.html>.
- Baldazzi, Barbara et al. (2015). *L'impatto turistico nelle regioni italiane: un indicatore composito di attrattività e sostenibilità turistic*. XXXVI Conferenza Italiana di Scienze Regionali.
- Billmeier, Andreas e Tommaso Nannicini (lug. 2013). «Assessing Economic Liberalization Episodes: A Synthetic Control Approach». In: *The Review of Economics and Statistics* 95.3, pp. 983–1001.
- Bouttell, Janet et al. (2018). «Synthetic control methodology as a tool for evaluating population-level health interventions». In: *Journal of Epidemiology & Community Health* 72.8, pp. 673–678. ISSN: 0143-005X. DOI: [10.1136/jech-2017-210106](https://doi.org/10.1136/jech-2017-210106). URL: <https://jech.bmj.com/content/72/8/673>.
- Carta dei diritti fondamentali dell'Unione Europea* (2016). URL: https://eur-lex.europa.eu/legal-content/IT/ALL/?uri=LEGISSUM:1002_2.
- Cattaneo, Matias, Yingjie Feng, Filippo Palomba et al. (2024a). *scpi: Prediction Intervals for Synthetic Control Methods with Multiple Treated Units and Staggered Adoption*. R package version 2.2.6. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=scpi>.
- (2024b). *scpi: Prediction Intervals for Synthetic Control Methods with Multiple Treated Units and Staggered Adoption*. R package version 2.2.6. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=scpi>.

- Cattaneo, Matias, Yingjie Feng e Rocio Titiunik (2021). *Prediction Intervals for Synthetic Control Methods*. arXiv: [1912.07120 \[stat.ME\]](https://arxiv.org/abs/1912.07120). URL: <https://arxiv.org/abs/1912.07120>.
- Comune di Matera (2024). *Cenni Storici*. <https://www.comune.mt.it/vivere-il-comune/la-citta/cenni-storici/>.
- Consiglio dell'Unione Europea (2014). *DECISIONE N. 445/2014/UE DEL PARLAMENTO E DEL CONSIGLIO del 16 aprile 2014*. URL: <https://eurlex.europa.eu/legalcontent/IT/TXT/HTML/uri=CELEX:32014D0445>.
- Contu, Giulia e Sara Pau (dic. 2022). «The impact of TV series on tourism performance: the case of Game of Thrones». In: *Empirical Economics* 63.6. DOI: [10.1007/s00181-022-02228-2](https://doi.org/10.1007/s00181-022-02228-2). URL: <https://doi.org/10.1007/s00181-022-02228-2>.
- Cunningham, Scott (2021). «Prison Construction and Black Male Incarceration». In: *The Mixtape*. New Haven: Yale University Press, pp. 525–539. ISBN: 9780300255881. DOI: [doi:10.12987/9780300255881-045](https://doi.org/10.12987/9780300255881-045). URL: <https://doi.org/10.12987/9780300255881-045>.
- Dorn, Luisa Doerrand Florian, Stefanie Gaebler e Niklas Potrafke (2020). «How new airport infrastructure promotes tourism: evidence from a synthetic control approach in German regions». In: *Regional Studies* 54.10, pp. 1402–1412. DOI: [10.1080/00343404.2020.1714022](https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1714022). eprint: <https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1714022>. URL: <https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1714022>.
- Favero, Luca e Ilaria Malisan (2023). *The Effect of Being a European Capital of Culture: Evidence from Matera*. URL: <https://www.centroeinaudi.it/images/qr11-favero-malisan.pdf>.
- Ferman, Bruno, Cristine Pinto e Vitor Possebom (2020). «Cherry Picking with Synthetic Controls». In: *Journal of Policy Analysis and Management* 39.2, pp. 510–532. DOI: <https://doi.org/10.1002/pam.22206>. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/pam.22206>.
- Fondazione Matera-Basilicata (2019). *Dossier Matera 2019*. URL: <https://www.matera-basilicata2019.it/it/matera-2019/dossier.html>.
- Gilchrist, David et al. (2023). «Synthetic Control Method: A tool for comparative case studies in economic history». In: *Journal of Economic Surveys* 37.2, pp. 409–445. DOI: <https://doi.org/10.1111/joes.12493>. eprint: <https://doi.org/10.1111/joes.12493>.

- [//onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/joes.12493](https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/joes.12493). URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/joes.12493>.
- Giordani, Paolo (2019). *Slides del corso di statistica multivariata, Università degli studi La Sapeinza corso di laurea in Statistica, Economia e Società*.
- Greathouse, Jared Amani, Mani Bayani e Jason Coupet (2023). *Splash! Robustifying Donor Pools for Policy Studies*. arXiv: 2308.13688 [econ.EM]. URL: <https://arxiv.org/abs/2308.13688>.
- Hainmueller, Jens, Alexis Diamond e Alberto Abadie (2011). «Synth: An R Package for Synthetic Control Methods in Comparative Case Studies». In: *Journal of Statistical Software* 42.13, pp. 1–17. URL: <https://www.jstatsoft.org/v42/i13/>.
- Keefe, Helena Glebocki e Ralf Hepp (2024). «The effects of European fiscal discipline measures on current account balances». In: *International Economics and Economic Policy* 21.1, pp. 123–145. URL: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10368-024-00587-y>.
- Krajewski, Taylor e Michael Hudgens (2024). «The augmented synthetic control method in public health and biomedical research». In: *Statistical Methods in Medical Research* 33.3. PMID: 38320801, pp. 376–391. DOI: [10.1177/09622802231224638](https://doi.org/10.1177/09622802231224638). eprint: <https://doi.org/10.1177/09622802231224638>. URL: <https://doi.org/10.1177/09622802231224638>.
- Lahura, Erick e Rosario Sabrera (dic. 2022). «The effect of infrastructure investment on tourism demand: a synthetic control approach for the case of Kuelap, Peru». In: *Empirical Economics* 65. DOI: [10.1007/s00181-022-02334-1](https://doi.org/10.1007/s00181-022-02334-1).
- Laureano, Pietro (feb. 2007). «I Sassi di Matera: dalla sapienza antica una proposta per il futuro». In: *Parchi* 50. URL: <https://www.parks.it/federparchi/rivista/P50/103.html>.
- Lawson, Julia Margaret e Conner Muir Smith (2023). «A synthetic control approach to estimate the effect of total allowable catches in the high seas». In: *Fish and Fisheries* 24.4, pp. 635–651. DOI: <https://doi.org/10.1111/faf.12752>. eprint: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/faf.12752>. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/faf.12752>.
- Macrì, Emanuela e Francesco Samà (2022). «Matera, capitale Europea della Cultura 2019: effetti sul turismo e sull'economia locale». In: *Regional Economy* 6, pp. 1281–1286. URL: <https://www.regionaleconomy.eu/rivista/re/volume->

- 6-q1-2022/matera-capitale-europea-della-cultura-2019-effetti-sul-turismo-e-sulleconomia-locale/.
- Matera-Basilicata 2019 (2025). *Come arrivare a Matera - Matera 2019*. URL: <https://www.matera-basilicata2019.it/it/matera-2019/come-arrivare.html>.
- McClelland, Robert e Livia Mucciolo (mag. 2022). «An update on the Synthetic Control Method as a tool to understand state policy». In: Report Research. URL: <https://www.urban.org/research/publication/update-synthetic-control-method-tool-understand-state-policy>.
- Ministero della Cultura (2013). *MIBACT: Ventuno città candidate a Capitale Europea della Cultura 2019*. URL: <https://cultura.gov.it/comunicato/mibact-ventuno-citta-candidate-a-capitale-europea-della-cultura-2019>.
- (2024). *Storia delle Capitali della Cultura*. URL: <https://capitalidellacultura.cultura.gov.it/storia-2/>.
- Nocito, Samuel, Marcello Sartarelli e Francesco Sobbrino (2022). «A Beam of Light: Media, Tourism and Economic Development». In: *Journal of Economic Behavior & Organization*. DOI: [10.1016/j.jebo.2022.01.012](https://doi.org/10.1016/j.jebo.2022.01.012).
- Padovani, R., C. Petraglia e G.L.C. Provenzano (2016). «Verso Matera 2019: le condizioni e le sfide per il rilancio dell'area». In: *Rivista economica del Mezzogiorno, Trimestrale della Svimez* 4/2016, pp. 957–988. ISSN: 1120-9534. DOI: [10.1432/86273](https://doi.org/10.1432/86273). URL: <https://www.rivisteweb.it/doi/10.1432/86273>.
- Padula, Giovanni (dic. 2020). *Impatto economico di Matera 2019*. Rapporto Finale a cura di CityO Srl realizzato per la Fondazione Matera-Basilicata 2019. URL: https://www.matera-basilicata2019.it/images/valutazioni/2_Impatto_economico_Matera2019_ITA.pdf.
- Pennsylvania-State-University (2024). *Lesson 11: Principal Component Analysis (PCA)*. URL: <https://online.stat.psu.edu/stat505/lesson/11/11.5#:~:text=In%20effect%2C%20the%20results%20of%20the%20same%20units%20of%20measure>.
- Pickett, Robert E. M., Jennifer Hill e Sarah K. Cowan (set. 2022). «The Myths of Synthetic Control: Recommendations for Practice». In: Available at https://as.nyu.edu/content/dam/nyu-as/cashtransferlab/documents/RPJHSC_SyntheticControl_041122.pdf.

- R Core Team (2022). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. URL: <https://www.R-project.org/>.
- Sole24Ore (2023). *La ferrovia arriverà a Matera, ma l'alta velocità non passerà dalla Basilicata*. URL: <https://www.ilsole24ore.com/art/la-ferrovia-arrivera-matera-ma-l-av-non-passera-basilicata-AFdIxslD>.
- Srakar, Andrej e Marilena Vecco (feb. 2017). «Ex-ante versus ex-post: comparison of the effects of the European Capital of Culture Maribor 2012 on tourism and employment». In: *Journal of Cultural Economics*. DOI: [10.1007/s10824-017-9294-0](https://doi.org/10.1007/s10824-017-9294-0). URL: <https://doi.org/10.1007/s10824-017-9294-0>.
- Tkalec, Marina, Ivan Zilic e Vedran Recher (lug. 2017). «The effect of film industry on tourism: Game of Thrones and Dubrovnik: Effect of film industry on tourism». In: *International Journal of Tourism Research* 19. DOI: [10.1002/jtr.2142](https://doi.org/10.1002/jtr.2142).
- What are the European Capitals of Culture?* (2010). URL: https://ec.europa.eu/commission/presscorner/api/files/document/print/fr/memo_10_93/MEMO_10_93_EN.pdf.