

SULL'AMPIEZZA OTTIMALE DELLE GIURISDIZIONI LOCALI:
IL CASO DELLE PROVINCE ITALIANE

GUGLIELMO BARONE

Sull'ampiezza ottimale delle giurisdizioni locali: il caso delle province italiane

Guglielmo Barone*

Versione provvisoria: giugno 2011 - Non citare né far circolare

Sommario. In questo lavoro si sfrutta la creazione di alcune nuove province avvenuta in Italia nel corso degli anni '90 per valutare se all'accresciuto frazionamento territoriale siano corrisposti vantaggi in termini di sviluppo economico, istruzione pubblica e qualità delle strade, tre beni pubblici sui quali, tra gli altri, si concentra l'azione delle province italiane. Utilizzando una strategia econometrica di tipo difference-in-differences, e confrontando i comuni appartenenti alle nuove province con altri comparabili, si mostra che la riduzione dell'ampiezza provinciale e della distanza tra centro di produzione di beni pubblici e luoghi di consumo non ha generato alcun beneficio in termini sviluppo economico, di capitale umano o di qualità delle strade. Questo risultato è robusto rispetto alla definizione di trattamento, al gruppo di controllo utilizzato e a diverse specificazioni funzionali.

Classificazione JEL: D24, H11, H26, H72.

Parole chiave: governo locale, province, difference-in-differences.

1 Introduzione e principali conclusioni

Qual è l'ampiezza ottimale di una giurisdizione locale? Nel contesto italiano, i cui principali enti locali sono le regioni, le province e i comuni, il tema è particolarmente rilevante nel caso delle province. A partire dal secondo dopoguerra il numero delle province italiane è progressivamente cresciuto, da 91 nel 1947 a 110 nel 2004. In anni recenti ha avuto avvio un ampio dibattito sulla soppressione delle province o sulla riduzione del loro numero. Tale dibattito, tuttora in corso, è inquadrabile in una più ampia discussione sui costi del settore pubblico e sulla sua efficienza¹. Il consenso piuttosto generalizzato sulla razionalizzazione di questi enti locali è stato tuttavia accompagnato, nei fatti, dal continuo incremento della loro numerosità. Nell'ultimo decennio sono state create 7 nuove province: Olbia-Tempio Pausania, Ogliastra, Medio Campidano e Carbonia-Iglesias nel 2001, Monza-Brianza, Fermo e Barletta-Andria-Trani nel 2004. Esistono infine diversi progetti per ulteriori nuove province.

Da un punto di vista teorico, in prima approssimazione, il numero ottimale di

* Banca d'Italia. L'autore desidera ringraziare Guido de Blasio, Paolo Liberati, Sauro Mocetti, Paolo Pinotti, due anonimi referee e i partecipanti a seminari tenuti presso la Banca d'Italia. Le opinioni espresse sono quelle dell'autore e non coinvolgono l'Istituto di appartenenza. Email: guglielmo.barone@bancaditalia.it.

¹ Da ultimo il Fondo monetario internazionale nel maggio 2011 suggerisce una razionalizzazione del sistema delle province italiane, nell'ambito dell'attuazione del federalismo fiscale: "The province system could be streamlined" (<http://www.imf.org/external/np/ms/2011/051111.htm>).

province è quello che media tra due esigenze opposte. L'aumento della numerosità riduce la dimensione media e la distanza media tra centro di erogazione di beni pubblici e territorio servito. Questa diminuzione può migliorare l'efficacia dell'azione dell'ente locale se, per esempio, vi sono preferenze spazialmente eterogenee oppure costi di acquisizione dell'informazione sulle preferenze del territorio proporzionali alla distanza. A questo meccanismo, che sottolinea le cosiddette *specificità dei territori*, fa solitamente riferimento chi sostiene la necessità dell'introduzione di nuove province o, perlomeno, il mantenimento del loro numero attuale. D'altro canto, una crescita del numero di province è costosa se, per esempio, esistono economie di scala nella fornitura dei beni pubblici offerti². Nell'Appendice A si presenta un semplice modello che formalizza questi argomenti e mette in luce il trade-off sopra delineato. Dal lato empirico, tuttavia, nel caso italiano non vi è alcuna evidenza che permetta di tradurre i termini teorici del dibattito in prescrizioni di policy. In un'ottica costi-benefici, non si conoscono i possibili vantaggi di una ridotta distanza tra centro di erogazione di beni pubblici e periferia né si hanno stime sull'entità delle (eventuali) economie di scala. Non è quindi chiaro se e quanto l'attuale configurazione spaziale delle province italiane sia distante rispetto all'ipotetico ottimo sociale. Questa carenza informativa è anche concausa della persistente e netta tensione tra consenso nel dibattito pubblico nei confronti di una diminuzione del numero di province e orientamenti di fatto volti a un suo incremento.

In questo lavoro si valuta empiricamente l'esistenza ed, eventualmente, l'ampiezza dei *benefici* connessi con la creazione di nuove province in termini di sviluppo economico, capitale umano e qualità delle strade. Si considerano queste variabili poiché la spesa in questi ambiti rappresenta una quota rilevante della spesa complessiva delle province, insieme a quella destinata alla gestione del territorio per la quale, tuttavia, non vi sono dati disponibili. Si sfrutta la creazione di 8 nuove province avvenuta nel 1992 (Verbano-Cusio-Ossola, Biella, Lecco, Lodi, Rimini, Prato, Crotone, Vibo Valentia), resa operativa con nuove elezioni a partire dal 1995, che ha portato il numero complessivo da 95 a 103 unità. La nascita di ciascuna nuova provincia approssima un "esperimento naturale" in cui, a partire da un certo punto nel tempo, ci sono alcuni territori (i comuni) che ricevono un "trattamento" a fronte di altri che non lo ricevono e che possono fungere da gruppo di controllo. Definisco due possibili tipi di trattamento. In un primo caso, si considera come variabile chiave la *distanza* tra un comune e il capoluogo di provincia (quale centro di erogazione del bene pubblico) e, conseguentemente, si identificano i trattati con i comuni appartenenti alle nuove province per i quali la distanza si riduce. Una seconda possibilità è che la variabile chiave sia l'*ampiezza* complessiva del territorio governato dall'ente locale. In questo secondo caso l'insieme dei trattati è più ampio e comprende i comuni appartenenti sia alle nuove province sia a quelle dal cui scorporo sono nate le nuove (province "donatrici": Vercelli, Novara, Como, Bergamo, Milano, Forlì-Cesena, Firenze, Catanzaro). A ciascun gruppo di comuni trattati si associa un gruppo di controllo con una procedura di *propensity score matching*. Attraverso una

² In un articolo del 1991 sul Wall Street Journal Robert Barro, riferendosi alle nazioni, sintetizza efficacemente questo trade-off: "a large country can spread the cost of public goods over many taxpayers, but a large country is also likely to have a diverse population that it is difficult for the central government to satisfy".

strategia empirica di tipo difference-in-differences (diff-in-diff) si stima infine l'effetto causale dell'introduzione delle nuove province. I risultati indicano che nell'esperienza degli anni '90 questa non ha portato benefici significativi in termini di sviluppo economico e capitale umano ai comuni che avrebbero potuto beneficiare di un capoluogo di provincia più vicino e/o di una provincia di appartenenza più piccola. Per la qualità delle strade vi è inoltre debole evidenza di un peggioramento. Questi risultati sono robusti rispetto alla scelta dei trattati, dei controlli e a diverse specificazioni funzionali. In un ulteriore esercizio di robustezza, si cambia approccio empirico e si considerano le province in luogo dei comuni come unità statistiche di osservazione. Si confronta lo sviluppo nel tempo di una variabile di outcome nelle province interessate rispetto a quello rilevato in un gruppo di controllo, costituito da una media ponderata di altre province con pesi opportunamente scelti. Anche in questo caso, nel quale si analizza il solo impatto sulla crescita, si stima un effetto nullo. Alcuni esercizi di *sample split* mostrano infine che non vi sono differenze significative tra comuni che differiscono per l'intensità del trattamento ricevuto, né tra comuni appartenenti al Centro-Nord rispetto a quelli del Sud.

Questi risultati, che riguardano la quantificazione dei *benefici* dell'aumento del numero delle province non sono ovviamente conclusivi per un giudizio complessivo sull'attuale numerosità. Occorrerebbe infatti valutare anche il lato dei *costi*, ovvero l'eventuale esistenza di economie di scala, la loro ampiezza e il punto a partire dal quale queste economie si manifesterebbero. Questo compito va peraltro ben oltre l'obiettivo di questo lavoro³.

Il presente contributo può essere collocato all'incrocio di due filoni di letteratura. Il primo è quello sul federalismo fiscale che si è tradizionalmente concentrato su vantaggi e costi del decentramento (Oates, 1999; Lockwood, 2002). Questo garantirebbe una maggiore efficienza nella fornitura di beni pubblici da intendersi sotto vari punti di vista (Barankay e Lockwood, 2007). Vi è la cosiddetta efficienza allocativa, da intendersi come maggiore capacità di un governo locale, rispetto a quello nazionale, di offrire beni che incontrano le preferenze locali (Gilbert e Picard, 1996). Il decentramento amministrativo può inoltre influenzare la cosiddetta efficienza produttiva attraverso diversi canali e in diverse direzioni: gli elettori possono avere un maggior controllo sulle scelte dei politici e "punire" con il voto comportamenti ritenuti non corretti (Persson e Tabellini, 2000); il decentramento può inoltre favorire forme di *yardstick competition* tra enti locali (Bordignon et al., 2004); lo stesso decentramento può peraltro favorire la "cattura" del *policy maker* da parte delle lobby locali e generare spreco di risorse pubbliche (Bordignon et al., 2003). Alcuni lavori si sono concentrati specificamente sulla stima delle economie di scala nei governi locali (Byrnes e Dollery, 2002). Il secondo filone di letteratura al quale questo saggio si richiama è quello che ha studiato i meccanismi endogeni di formazione delle nazioni e la loro ampiezza (Alesina e Spolaore, 2003; Bolton e Roland, 1997; Goyal e Staal, 2004). Questi contributi hanno posto l'accento sul trade-off tra i benefici di una nazione "grande" e i costi dell'eterogeneità. Tra i primi si

³ Anche senza voler stimare i parametri rilevanti della tecnologia produttiva delle province sarebbe stato comunque interessante sapere se a partire dal 1995 i costi complessivi del sistema delle province siano aumentati o meno. Tuttavia i dati sui bilanci delle amministrazioni provinciali pubblicamente disponibili partono solo dal 1998.

sottolinea la rilevanza del mercato interno in presenza di frizioni nel commercio internazionale, la minore esposizione di paesi grandi a shock macroeconomici di tipo idiosincratico, il fatto che il costo pro capite di produzione di beni non rivali nel consumo decresce al crescere del numero dei contribuenti. Oltre una certa soglia dimensionale, tuttavia, possono esserci problemi di congestione, di coordinamento e di eterogeneità delle preferenze rispetto al bene pubblico offerto (cosiddetto argomento del “one size does not fit all”). Alesina et al. (2004) trovano conferme empiriche di questo trade-off concentrandosi su economie di scala da un lato ed eterogeneità razziale, religiosa e di reddito dall’altro.

Dalla letteratura sopra richiamata questo lavoro mutua sostanzialmente l’idea di modellizzare la dimensione territoriale di una provincia come variabile chiave da cui dipendono costi e benefici per la collettività attraverso diversi canali di trasmissione. Se ne distacca tuttavia sia perché non è volto a identificare gli effetti del decentramento né vuole gettare una luce sul meccanismo endogeno di formazione delle province. Costituisce invece esplicitamente un esercizio di valutazione di un’esperienza di policy dalla quale trarre alcune lezioni, nuove nel contesto delle giurisdizioni locali italiane, e che risultano rilevanti sia per la tendenza al decentramento che sta caratterizzando l’organizzazione dello Stato sia alla luce dei noti problemi di finanza pubblica del Paese.

2 L’approccio empirico e i dati utilizzati

Scelta delle variabili dipendenti. Quali benefici è lecito attendersi dall’aumento del numero delle province? Occorre esaminare quali sono i beni pubblici prodotti. In base all’art. 19, comma 1, del Testo unico delle leggi sull’ordinamento degli enti locali (Dlgs 267/2000) “Spettano alla provincia le funzioni amministrative di interesse provinciale che riguardino vaste zone intercomunali o l’intero territorio provinciale nei seguenti settori: a) difesa del suolo, tutela e valorizzazione dell’ambiente e prevenzione delle calamità; b) tutela e valorizzazione delle risorse idriche ed energetiche; c) valorizzazione dei beni culturali; d) viabilità e trasporti; e) protezione della flora e della fauna parchi e riserve naturali; f) caccia e pesca nelle acque interne; g) organizzazione dello smaltimento dei rifiuti a livello provinciale, rilevamento, disciplina e controllo degli scarichi delle acque e delle emissioni atmosferiche e sonore; h) servizi sanitari, di igiene e profilassi pubblica, attribuiti dalla legislazione statale e regionale; i) compiti connessi alla istruzione secondaria di secondo grado ed artistica ed alla formazione professionale, compresa l’edilizia scolastica, attribuiti dalla legislazione statale e regionale; l) raccolta ed elaborazione dati, assistenza tecnico-amministrativa agli enti locali.” Inoltre “La provincia, in collaborazione con i comuni e sulla base di programmi da essa proposti promuove e coordina attività, nonché realizza opere di rilevante interesse provinciale sia nel settore economico, produttivo, commerciale e turistico, sia in quello sociale, culturale e sportivo.” (comma 2).

Il dettato della legge si riflette sulla composizione della spesa per tipologia di intervento. Come indicato nella Tavola 1, le principali voci di spesa, oltre a quelle di autoamministrazione, sono relative all’istruzione pubblica, alla gestione del territorio, alla tutela ambientale, allo sviluppo economico e a viabilità e trasporti. È naturale

quindi attendersi che, se l'introduzione di nuove province porta qualche beneficio, tale beneficio attenga innanzitutto a una di queste aree. Purtroppo nel caso della tutela ambientale e della gestione del territorio non sono disponibili indicatori a livello comunale che ne misurino l'output. Ci si concentra quindi sullo sviluppo economico, sul capitale umano e sulla qualità delle strade. Il primo è approssimato dal tasso di crescita della popolazione⁴, per il secondo si considera la quota di popolazione che ha completato la scuola dell'obbligo mentre la terza è approssimata dal numero di incidenti stradali ogni 100 abitanti.

La strategia empirica. Questo lavoro si basa su di un approccio empirico di tipo microeconomico che mette a confronto comuni trattati (coinvolti nell'introduzione delle nuove province) con un gruppo di controllo opportunamente scelto. Rinviando momentaneamente la discussione sull'individuazione dei trattati e dei controlli, nel lavoro si valuta l'effetto causale del trattamento attraverso la metodologia difference-in-differences che sfrutta per l'identificazione sia la variabilità spaziale sia quella temporale. Per implementare l'approccio diff-in-diff si stimano equazioni del tipo

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TRATTATI + \beta_2 POST + \beta_3 (TRATTATI \times POST) + \beta_4 x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

dove $y_{i,t}$ indica la variabile di outcome dell' i -esimo comune nel periodo t ($t =$ pre-trattamento, post trattamento), $TRATTATI$ è una variabile dummy pari a 1 per i comuni trattati e 0 per il gruppo dei non trattati che controlla per tutti i fattori non osservati per i quali il primo gruppo differisce sistematicamente dal secondo, $POST$ è una variabile dummy pari a 1 nel periodo successivo al trattamento e 0 altrimenti che cattura l'effetto di tutti i fattori aggregati che possono influenzare y dopo il trattamento, $x_{i,t}$ è un insieme di altre variabili che controllano per le differenze osservabili tra i due gruppi; in particolare $x_{i,t}$ contiene il logaritmo della popolazione provinciale pre-trattamento, il tasso di occupazione, la quota di laureati, il logaritmo della popolazione comunale, la densità di popolazione, la quota di lavoratori nel no-profit (come proxy del capitale sociale), l'indice di vecchiaia, la quota di lavoratori nell'industria, dummies per la zona altimetrica e una dummy per i comuni localizzati al Sud. Infine $\varepsilon_{i,t}$ è un termine di errore non osservato. In questa specificazione il parametro β_3 misura l'effetto dell'introduzione delle nuove province sulla variabile di interesse y e, come noto, la sua stima può essere interpretata sostanzialmente come differenza tra la variazione pre-post della variabile dipendente per i trattati e la stessa variazione per i controlli (Wooldridge, 2001).

Dati. Tutti i dati utilizzati sono di fonte Istat e provengono prevalentemente da rilevazioni censuarie. La dimensione temporale dell'analisi empirica è costituita da due periodi: pre- e post-trattamento. Come già detto, il trattamento consiste nell'introduzione delle nuove province, avvenuta nel 1992 e resa di fatto operativa con le elezioni del 1995. Di conseguenza, nel caso della crescita della popolazione per il pre-trattamento si considera la media del decennio 1981-1991 mentre per il post-trattamento si considera quella 1996-2005. Nel caso del capitale umano,

⁴ Si è anche considerato il tasso di crescita delle unità locali e degli addetti. I risultati, analoghi a quelli riferiti alla crescita della popolazione, per brevità non sono riportati nel testo e sono disponibili su richiesta.

approssimato dalla quota di popolazione che ha completato la scuola dell'obbligo, si considera come periodo pre-trattamento il 1991 e come periodo post-trattamento il 2001. L'incidentalità precedente il trattamento è data dalla media 1991-1994 del numero di incidenti per 100 abitanti, quella successiva dalla media 1996-2005. La Tavola 2 indica i periodi utilizzati per ciascuna delle variabili dipendenti utilizzate. Infine, per quanto riguarda le variabili di controllo $x_{i,t}$, queste sono misurate all'inizio del periodo quando la variabile dipendente è la crescita della popolazione o il tasso di incidentalità o sono contemporanee nel caso del capitale umano. Le principali statistiche descrittive sono riportate nella Tavola 3.

Identificazione. La nascita delle nuove province è logicamente compatibile con due possibili gruppi di comuni trattati. Se si ritiene che la variabile cruciale per l'efficacia dell'azione dell'ente locale sia la *distanza*, allora i comuni trattati sono solo quelli appartenenti alle nuove province, per i quali si ha un consistente avvicinamento al capoluogo, mentre per i comuni delle province donatrici la distanza rimane invariata. Un'altra possibilità è che la variabile chiave sia l'*ampiezza* della provincia. In questo secondo caso i trattati sono tutti i comuni appartenenti sia alle province donatrici sia a quelle nuove, per i quali si ha una riduzione dell'ampiezza della provincia di appartenenza. Nel lavoro non si sceglie tra queste due possibilità, ritenendo che non vi siano argomenti sufficientemente forti per propendere per una delle due scelte. Al contrario le si considerano entrambe, anche come controllo incrociato della robustezza dei risultati.

Individuati i trattati, occorre definire i rispettivi gruppi di controllo. Nell'approccio empirico adottato l'identificazione dell'effetto causale è basata sull'ipotesi che, in assenza di trattamento, l'outcome del gruppo dei trattati sarebbe stato uguale a quello del gruppo di controllo (cosiddetta ipotesi di *parallel trend*: $E(TRATTATI \times POST | \varepsilon) = 0$). Possibili violazioni di quest'ipotesi possono aversi, per esempio, in presenza di caratteristiche non osservate dei trattati che variano nel tempo in maniera sistematicamente diversa rispetto ai controlli. Un modo per ridurre questo rischio è quello di considerare trattati e controlli tra loro molto simili. Un metodo *naïf* potrebbe essere basato sulla prossimità geografica. Per esempio nel caso in cui rilevi la distanza si potrebbero considerare come controlli i comuni appartenenti alle province donatrici. Analogamente, nel caso dell'ampiezza, un possibile gruppo di controllo potrebbe essere costituito da tutti i comuni appartenenti alle province limitrofe a quelle trattate. Quest'approccio non è tuttavia adeguato a causa della verosimile presenza di *spillover* spaziali o di effetti di equilibrio economico generale tali che il trattamento possa influenzare anche il gruppo dei controlli (Busso e Kline, 2008). Per esempio se il trattamento porta benefici in termini di sviluppo economico, è facile immaginare che di questi effetti possano beneficiare anche comuni immediatamente adiacenti non trattati. In questo caso si violerebbe l'ipotesi di *parallel trend* e il modello econometrico potrebbe non evidenziare alcun effetto anche se presente⁵.

Per ovviare a queste difficoltà, individuo i gruppi di controllo attraverso una

⁵ In termini microeconomici non risulterebbe soddisfatta la cosiddetta condizione di *Stable Unit Treatment Value Assumption*, ipotesi che richiede che il trattamento su un'unità non abbia alcun effetto sulle altre unità.

procedura di *propensity score matching* (PSM; Rosenbaum e Rubin, 1983) che restituisce, tra l'altro, anche accoppiamenti tra trattati e controlli geograficamente lontani, rendendo quindi poco plausibile l'ipotesi di *spillover* spaziali. L'utilizzo del PSM preliminarmente all'analisi diff-in-diff è standard in letteratura (per esempio: Meyer, 1995) Come *propensity score* si è utilizzata la probabilità stimata di ricevere il trattamento basata su di un modello probit contenete come variabili esplicative il valore aggiunto pro capite, la composizione settoriale dell'economia comunale, la quota di laureati, la dimensione, la dotazione di capitale sociale, l'altitudine e una dummy per le regioni del Sud⁶. Tutte le variabili si riferiscono al 1991. I comuni appartenenti alle regioni a statuto speciale sono stati esclusi dall'insieme dei potenziali controlli per le forti differenze istituzionali che caratterizzano quelle aree. Il risultato è un campione di 407 trattati e di 375 controlli tra loro distinti per il trattamento basato sulla distanza ("campione distanza") e 1076 trattati e 781 controlli distinti per quello basato sull'ampiezza ("campione ampiezza").

La tavola 4 mostra che nel primo caso i due gruppi non sono significativamente differenti per molte caratteristiche osservabili misurate prima del trattamento (Panel A e B). Nel campione ampiezza emergono invece alcune differenze pre-trattamento, specie per le variabili di outcome (Panel C e D). Queste, tuttavia, non destano particolare preoccupazione ai fini della validità del disegno empirico per due ragioni. Innanzitutto una differenza nei *livelli* della variabile dipendente non è di per sé un problema nella metodologia diff-in-diff dove si tiene conto di queste differenze con la dummy *TRATTATI*. Inoltre queste differenze scompaiono se si condiziona a una serie di caratteristiche comunali osservabili: la Tavola 5 riporta il risultato di regressioni sul periodo pre-trattamento delle variabili dipendenti sull'insieme dei controlli $x_{i,t}$ e sulla dummy *TRATTATI* che non risulta mai significativa. La Figura 1 riporta l'istogramma del *propensity score* per i due gruppi e i due campioni e mostra come le densità relative dei comuni sul supporto siano piuttosto ben bilanciate.

3 Risultati

Risultati di base. Il Panel A della Tavola 6 riporta i risultati della stima del parametro dell'interazione *TRATTATI*×*POST* nell'equazione (1) che rappresenta l'effetto causale dell'introduzione delle nuove province sulla crescita della popolazione. Le prime due colonne mostrano i risultati per il campione distanza. Nella prima si considera una specificazione parsimoniosa che include le dummy *TRATTATI*, *POST* e la loro interazione mentre nella seconda colonna la specificazione è arricchita con l'introduzione delle variabili di controllo $x_{i,t}$: logaritmo della popolazione provinciale pre-trattamento, tasso di occupazione, quota di laureati, logaritmo della popolazione comunale, densità di popolazione, quota di lavoratori nel no-profit come proxy del capitale sociale, indice di vecchiaia, quota di lavoratori nell'industria, dummies per la zona altimetrica e una dummy per i comuni localizzati al Sud. Si tratta delle stesse variabili utilizzate come determinanti del *propensity*

⁶ È stata utilizzata la *routine* proposta da Leuven e Sianesi (2003). Le coppie sono state selezionate con il metodo del *nearest neighbor* con reimmissione.

score con l'aggiunta della quota di lavoratori nell'industria, delle dummies per la zona altimetrica e la dummy per il Sud. Il coefficiente di *TRATTATI*×*POST* non risulta mai significativamente diverso da zero in nessuna delle specificazioni adottate. Nelle ultime due colonne si considera il campione ampiezza. In questo caso l'introduzione delle nuove province avrebbe addirittura portato a un peggioramento della crescita della popolazione di due decimi di punto percentuale. Questo risultato non è tuttavia robusto rispetto alla proxy utilizzata per lo sviluppo economico che, se approssimato dalla crescita degli addetti o da quella degli impianti, non è influenzato dalla riduzione dell'ampiezza del territorio provinciale⁷. Nel Panel B la variabile dipendente è data dalla quota di popolazione in possesso di un'istruzione obbligatoria. In questo caso l'effetto di *TRATTATI*×*POST* è negativo ma statisticamente non diverso da zero in tutte le specificazioni con l'eccezione dell'ultima colonna: nel caso del campione ampiezza, includendo le variabili di controllo $x_{i,t}$, si stima un effetto negativo e significativo pari a sette decimi di punto. Le stime riportate nel Panel C, infine, mostrano un effetto positivo sull'incidentalità che risulta anche statisticamente significativo ma solo nel caso del campione ampiezza.

Robustezza. Un possibile limite del disegno empirico diff-in-diff è la sensibilità dei suoi risultati rispetto a trasformazioni della variabile dipendente (Meyer 1995; Imbens, Woodridge 2008). Il Panel A della Tavola 7 contiene le stime del parametro di interesse dopo aver sottoposto a trasformazione logaritmica le variabili dipendenti⁸. Nel caso della crescita della popolazione non si trova alcun effetto significativo. In particolare l'effetto negativo stimato nel caso del campione ampiezza perde di significatività statistica se la variabile dipendente viene misurata in logaritmo. La trasformazione logaritmica conferma i risultati di base nel caso della quota di popolazione con istruzione dell'obbligo: l'effetto stimato è nullo tranne che nel caso del campione ampiezza e includendo nella specificazione i controlli $x_{i,t}$, caso in cui si stima un effetto negativo. Questo esercizio di robustezza conferma infine l'effetto di aumento dell'incidentalità che si estende adesso anche al campione distanza.

Due test di robustezza successivi si concentrano sul problema della selezione nel trattamento. Come già detto i comuni trattati non ricevono il trattamento in modo casuale ma si autoselezionano. Il rischio, quindi, è che vi siano caratteristiche non osservabili che determinano l'assegnazione al trattamento e che quindi rendano i trattati diversi dai controlli senza che questa differenza possa essere controllata. La soluzione proposta in questo lavoro, sottostante l'utilizzo del PSM, è quella di assumere che la selezione nel trattamento sia interamente spiegata da caratteristiche osservabili pre-trattamento. La credibilità dell'ipotesi deriva anche dalla ricchezza dell'insieme di variabili di controllo utilizzate per spiegare la selezione nel trattamento. Propongo qui due esercizi che, sviluppando ulteriormente l'idea di sfruttare tutte le caratteristiche osservabili, mostrano che i risultati esposti sinora non dipendono da autoselezione. Nel primo esercizio i campioni di controllo sono individuati con una procedura di matching esatto sulle covariate e non sul *propensity score*. Si tratta di un requisito più stringente di quello utilizzato nelle stime di base. In

⁷ I risultati sono disponibili su richiesta.

⁸ Un modo più generale di affrontare questo punto è quello stimare un modello più sofisticato di tipo changes-in-changes (Athey, Imbens 2006).

dettaglio, la procedura è la seguente: ho discretizzato ciascuna delle 7 variabili che determinano la selezione nel trattamento (logaritmo della popolazione provinciale pre-trattamento, tasso di occupazione, quota di laureati, logaritmo della popolazione comunale, densità di popolazione, quota di lavoratori nel no-profit e indice di vecchiaia) in 8 classi, ciascuna con ampiezza pari a 12,5 percentili. Ciascun comune appartiene dunque a una cella di dimensione 7, data dal prodotto cartesiano delle 7 variabili così discretizzate. Ho quindi associato a ciascun trattato uno o più comuni di controllo appartenenti alla stessa cella. Il risultato finale è un campione di 51 trattati e 60 controlli per il campione distanza e di 69 trattati e 71 controlli per il campione ampiezza⁹. Il panel B della Tavola 7 riporta il parametro di $TRATTATI \times POST$ stimato sui nuovi campioni basati sulla procedura di matching esatto. Si nota che l'effetto sullo sviluppo economico è debolmente positivo ma non significativo al variare del campione e della specificazione. È statisticamente nullo anche l'impatto sul capitale umano e sulla qualità delle strade, con l'eccezione, per quest'ultima variabile, dell'ultima colonna dove si stima un effetto debolmente positivo di ampiezza peraltro maggiore di quello stimato utilizzando il PSM. Il secondo test di robustezza sull'autoselezione sfrutta l'idea che se i trattati si caratterizzano per una qualche caratteristica non osservata che favorisce l'autoselezione nel trattamento, un valido gruppo di potenziali unità di controllo può essere costituito dai comuni non trattati alla metà degli anni '90 ma che riceveranno il trattamento in futuro (Busso et al. 2010). Se esiste una qualche caratteristica non osservata e costante nel tempo che caratterizza i comuni che ricevono o riceveranno il trattamento, questa è presente sia nei trattati sia nei controlli e, pertanto, non influenza i risultati. Nel caso del campione distanza i possibili controlli sono scelti tra i comuni delle province di Monza-Brianza, Fermo e Barletta-Andria-Trani, istituite nel 2004 ed operative dal 2009¹⁰. Ne sono risultati 407 trattati e 65 controlli. Nel caso del campione distanza il gruppo di controllo è stato scelto tra i comuni delle province di Monza-Brianza, Ascoli Piceno, Fermo, Bari, Foggia e Barletta-Andria-Trani (1076 trattati e 141 controlli). L'effetto stimato è nullo per la crescita della popolazione, tranne che nel caso del campione ampiezza senza variabili di controllo $x_{i,t}$, quando si stima un effetto positivo e significativo. Nel caso della quota di popolazione con istruzione dell'obbligo si ha un effetto negativo e significativo solo nel caso del campione ampiezza e per la specificazione completa. L'esercizio conferma infine l'impatto positivo dell'introduzione delle nuove province sul numero di incidenti per 100 abitanti.

Rivisitando i risultati di base alla luce degli esercizi di robustezza, è possibile concludere che l'effetto dell'introduzione delle nuove province non ha avuto un effetto apprezzabile sullo sviluppo economico locale. Una conclusione analoga è sostanzialmente valida anche per il livello di capitale umano, per il quale si stima un effetto negativo solo in un caso particolare (campione ampiezza e specificazione con controlli $x_{i,t}$). Con riferimento al terzo bene pubblico considerato in questo lavoro, vi è evidenza, non robusta, che con il frazionamento del territorio provinciale si sia avuto un peggioramento della qualità delle strade.

⁹ La scelta di 8 classi di ampiezza 12,5 percentili è stata dettata dalla necessità di mediare lungo il trade-off tra somiglianza tra trattati e controlli da un lato e numerosità campionaria dall'altro.

¹⁰ I comuni delle nuove province della Sardegna (istituite nel 2001 e operative dal 2005) sono stati esclusi perché appartenenti a una regione a statuto speciale.

L'approccio del controllo sintetico. Come già detto, il contesto istituzionale oggetto di analisi, caratterizzato da un trattamento che da un certo punto del tempo in poi interessa alcune unità e non altre, porta naturalmente a un disegno empirico di tipo diff-in-diff. Tuttavia lo stesso contesto si presta anche a un diverso approccio, sempre di tipo controfattuale: la metodologia del gruppo di controllo sintetico recentemente proposta da Abadie, Gardeazabal (2003) e Abadie et al. (2010). Seguendo questa metodologia le unità statistiche di osservazione non sono più i comuni ma le 95 province esistenti prima della creazione delle nuove nel corso degli anni '90. Il passaggio alle province come unità statistiche di osservazione permette l'utilizzo dei dati di contabilità provinciale per la misurazione della crescita economica. Ci si concentra, in particolare, sul valore aggiunto pro capite a livello provinciale tra il 1991 e il 1999, utilizzando i dati dell'Istituto Tagliacarne¹¹. Delle 95 province considerate, le 7 donatrici (Vercelli, Novara, Como, Milano, Forlì, Firenze, Catanzaro) sono interessate dal frazionamento e possono quindi essere considerate come trattate a partire dalla metà degli anni '90¹². Il metodo del controfattuale sintetico prevede innanzitutto la creazione di un'unica macroprovincia trattata, le cui caratteristiche (crescita del valore aggiunto e sue determinanti) sono date dalla media ponderata delle rispettive caratteristiche delle 7 province trattate. Occorre quindi individuare un controfattuale adeguato. Questo è dato da una media pesata delle caratteristiche rilevanti delle province non trattate (escludo ancora quelle nelle regioni a statuto speciale), con pesi scelti in modo tale da minimizzare una distanza tra una serie di determinanti del valore aggiunto pro capite nel periodo pre-trattamento (valore aggiunto per abitante a inizio periodo, densità di popolazione, quota di laureati, indice di dotazione infrastrutturale, composizione settoriale del valore aggiunto). La procedura è descritta in maggior dettaglio nell'Appendice B. Il principale vantaggio rispetto al PSM è che il controfattuale approssima l'area trattata anche in termini di caratteristiche non osservabili dal momento che queste impattano necessariamente sulla variabile dipendente, e di questa si tiene conto nella minimizzazione della distanza. I pesi individuati sono positivi per Imperia (0.077), La Spezia (0.234), Modena (0.358), Bologna (0.285), Pistoia (0.001), Napoli (0.044). Nella Figura 2 si confronta il PIL pro capite nella macroprovincia trattata con quello controfattuale nel periodo 1991-1999. Nel periodo pre-trattamento (1991-1995) il controllo sintetico replica piuttosto fedelmente la dinamica del valore aggiunto pro capite nelle province trattate, con una differenza percentuale media del 2%. Successivamente al trattamento l'andamento del reddito pro capite continua a non differenziarsi in misura apprezzabile tra trattato e controllo: nella media post 1996 la differenza percentuale non supera il 5%, peraltro a sfavore dei trattati. Quindi anche cambiando radicalmente approccio empirico la creazione delle nuove province negli anni '90 non ha generato benefici per la crescita locale.

Risultati ulteriori. Come interpretare questi risultati? Una possibile spiegazione è che il trattamento non sia stato sufficientemente "intenso": l'accorciamento della

¹¹ Tra i possibili outcome, ci si concentra solo sulla crescita per la quale sono note alcune determinanti che la metodologia del controllo sintetico richiede siano indicate.

¹² Per la disponibilità dei dati di contabilità per 95 province e non per 103, ci si limita a considerare come trattate tutte le province interessate dal frazionamento (vecchie e nuove). In termini dell'analisi con dati comunali questo equivarrebbe a considerare il solo campione ampiezza.

distanza e/o la riduzione dell'ampiezza non sarebbero inefficaci di per sé ma solo a partire da una certa soglia. Due osservazioni su questo punto. In primo luogo, dal punto di vista delle implicazioni di policy cambia ben poco. È senz'altro possibile che ridurre *di molto* la distanza o l'ampiezza generi benefici per i comuni trattati e tuttavia è questa un'ipotesi puramente teorica dato l'attuale numero di province italiane. In secondo luogo, da un punto di vista empirico si propone un esercizio simile a quelli già presentati ma che si concentra sui comuni che hanno avuto il trattamento più intenso. Per il campione distanza, ho considerato tutti i comuni appartenenti alle nuove province e per ciascuno di essi ho calcolato le distanze¹³ dal vecchio e dal nuovo capoluogo di provincia. Il guadagno va da un minimo di 0,6 km a un massimo di quasi 54 km. Mi sono quindi concentrato sulla metà dei trattati che hanno avuto i maggiori guadagni in termini di riduzione della distanza (da 28,4 a 53,7 km). Per questi ho ripetuto la procedura di PSM ottenendo infine un campione di 202 trattati e 199 controlli distinti. Su questo campione ho ripetuto gli esercizi di regressione per tutte le variabili dipendenti. I risultati riportati nelle colonne 1-2 della Tavola 8, Panel A, mostrano che anche in questo caso l'effetto stimato è nullo. Le colonne 3-4 riportano i risultati corrispondenti per il campione ampiezza. I comuni con il trattamento più intenso (sulla base della riduzione assoluta della superficie provinciale) sono quelli di Catanzaro, Milano, Novara e Vercelli (437 unità) e i controlli sono individuati sempre con la procedura di PSM (278 comuni). In questo caso non emerge alcun effetto significativo per crescita della popolazione e per l'istruzione dell'obbligo mentre si conferma l'aumento dell'incidentalità a seguito dell'introduzione delle nuove province.

Un ultimo approfondimento riguarda l'eterogeneità territoriale dei risultati fin qui esposti. La sostanziale irrilevanza dell'aumento del numero di province ai fini della crescita locale e della dotazione di capitale umano e l'effetto negativo (non robusto) sulla qualità delle strade potrebbe derivare da effetti di segno opposto tra Centro-Nord e Sud, aree del Paese caratterizzate, come noto, da condizioni ambientali (in senso lato) molto differenti. Se così fosse, anche l'inserimento nella specificazione dei controlli $x_{i,t}$ non sarebbe sufficiente a mettere in luce queste differenze. Ho quindi suddiviso il campione tra queste due aree (nuove province di Verbano-Cusio-Ossola, Biella, Lecco, Lodi, Rimini e Prato, da un lato, e Crotone e Vibo Valentia, dall'altro) e rifatto l'esercizio di valutazione su questi due sottocampioni separatamente. Restringendo l'analisi al Centro-Nord (Tavola 8, Panel B) l'effetto stimato, nel caso del campione distanza (330 trattati e 306 controlli), è statisticamente nullo per tutte le variabili dipendenti mentre per il campione ampiezza (920 trattati e 652 controlli) risulta negativo per la crescita della popolazione e nullo negli altri casi. Il Panel C della Tavola 8, infine, riporta i risultati per il Sud: non emerge alcun effetto significativo per tutte le variabili considerate e per tutti e due i sottocampioni (77 trattati e 65 controlli per quello basato sulla distanza, 156 e 122 per quello basato sull'ampiezza).

¹³ Calcolate in linea d'aria assumendo che la terra sia sferica.

Bibliografia

Abadie A., Gardeazabal J. (2003), "The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country", *American Economic Review*, 93, 113-132.

Abadie A., Diamond A., Hainmueller J. (2010), "Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program", *Journal of the American Statistical Association*, 105, 493-505.

Alesina A., Spolaore E. (2003), "The Size of Nations", MIT Press.

Alesina A., Baqir R., Hoxby C. (2004), "Political Jurisdictions in Heterogeneous Communities", *Journal of Political Economy*, 112, 348-396.

Athey S., Imbens G. W. (2006), "Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models", *Econometrica*, 74, 431-497.

Barankay I., Lockwood B. (2007), "Decentralization and the productive efficiency of government: Evidence from Swiss cantons", *Journal of Public Economics*, 91, 1197-1218.

Bolton P., Roland G. (1997), "The Breakup of Nations: A Political Economy Analysis", *Quarterly Journal of Economics*, 112, 1057-1089.

Bordignon M., Colombo L., Galmarini U. (2003), "Fiscal Federalism and Endogenous Lobbies' Formation", CESifo Working Paper 1017.

Bordignon M., Cerniglia F., Revelli R. (2004), "Yardstick competition in intergovernmental relationships: theory and empirical predictions", *Economics Letters*, 83, 325-333.

Busso M., Jesse G., Kline P. (2010), "Assessing the Incidence and Efficiency of a Prominent Place Based Policy", NBER Working Paper 16096.

Busso M., Kline P. (2008), "Do Local Economic Development Programs Work? Evidence from the Federal Empowerment Zone Program", Yale Economics Department working paper 36.

Byrnes J. D., Dollery B. E. (2002), "Do Economies of Scale Exist in Australian Local Government? A Review of the Research Evidence", *Urban Policy and Research*, 20, 391-414.

Gilbert G., Picard P. (1996), "Incentives and the optimal size of local jurisdictions", *European Economic Review*, 40, 19-41.

Goyal S., Staal K. (2004), "The Political Economy of Regionalism", *European Economic Review*, 48, 563-593.

Imbens G. W., Woodridge J. M. (2008), "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation", NBER Working Paper 14251.

Istat, "I bilanci consuntivi delle Amministrazioni provinciali".

Leuven E., Sianesi B. (2003), "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobian Propensity Score Matching, Common Support Graphing and Covariate Imbalance Testing", <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.

Lockwood B. (2002), "Distributive Politics and the Costs of Centralization", *Review of Economic Studies*, 69, 313-337.

Meyer B. D. (1995), "Natural and Quasi-Experiments in Economics", *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 151-161.

Oates W. (1999), "An essay on fiscal federalism", *Journal of Economic Literature*, 37, 1120-1149.

Persson T., Tabellini G. (2000), *Political Economics: Explaining Economic Policy*, MIT Press.

Rosenbaum P., Rubin D. (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 40, 41-55.

Wooldridge (2001), *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press.

Appendice A: un semplice modello per il numero ottimale di province

Si consideri un segmento unitario (l'intera nazione) suddiviso in N province di uguale ampiezza $s = 1/N$. La popolazione è distribuita uniformemente lungo il segmento. Ciascuna provincia produce un bene pubblico che genera in un cittadino localizzato nel punto x una utilità pari a $1/2 - \lambda |l_i - x|$ dove l_i è la localizzazione del capoluogo della generica provincia i e $0 \leq \lambda \leq 1$ è il parametro che misura il costo della distanza dal centro di erogazione del bene pubblico. Si assume inoltre $l_i = (h_i + h_{i+1})/2$ ovvero che il capoluogo sia collocato al centro del segmento $(h_i; h_{i+1})$, così da minimizzare, per dato N , il costo della distanza. La produzione del bene pubblico avviene con costo marginale costante (normalizzato a 0) e costo fisso F . L'utilità sociale complessiva è pari alla somma delle utilità individuali che dipendono dalla fruizione del bene pubblico meno i costi necessari per produrre questi beni.

Si consideri innanzitutto che $h_0 = 0$; $h_1 = 1$, ..., $h_i = is$. Di conseguenza la coordinata dell' i -esimo capoluogo di provincia è data da $l_i = (h_i + h_{i+1})/2 = is + s/2$. Il welfare complessivo per provincia derivante dalla fornitura del bene pubblico è dato da:

$$\begin{aligned} W_i &= \int_{is}^{is+s/2} \frac{1}{2} - \lambda \left(is + \frac{s}{2} - x \right) dx + \int_{is+s/2}^{(i+1)s} \frac{1}{2} - \lambda \left(x - is - \frac{s}{2} \right) dx - F = \\ &= \frac{s}{2} - \lambda \left(is + \frac{s}{2} \right) \frac{s}{2} + \frac{\lambda}{2} \left(\left(is + \frac{s}{2} \right)^2 - (is)^2 \right) + \lambda \left(is + \frac{s}{2} \right) \frac{s}{2} - \frac{\lambda}{2} \left((is + s)^2 - \left(is + \frac{s}{2} \right)^2 \right) - F = \\ &= \frac{s}{2} + \frac{\lambda}{2} \left(\left(is + \frac{s}{2} \right)^2 - (is)^2 \right) - \frac{\lambda}{2} \left((is + s)^2 - \left(is + \frac{s}{2} \right)^2 \right) - F = \\ &= \frac{s}{2} + \frac{\lambda}{2} \left(is^2 + \frac{s^2}{4} \right) - \frac{\lambda}{2} \left(is^2 + \frac{3}{4} s^2 \right) - F = \\ &= \frac{s}{2} - \frac{1}{4} \lambda s^2 - F. \end{aligned}$$

Il welfare per il totale nazionale, ricordando che $s = 1/N$ è dunque dato da:

$$W = NW_i = \frac{1}{2} - \frac{1}{4} \frac{\lambda}{N} - FN$$

che è massimo per

$$N^* = \left(\frac{\lambda}{4F} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

Pertanto il numero socialmente ottimale di province N^* dipende positivamente dal costo della distanza λ e negativamente dall'ampiezza delle economie di scala approssimate dalla dimensione dei costi fissi F .

Appendice B: il metodo del controfattuale sintetico

Sia J il numero di province che potenzialmente possono fungere da controllo. $J = 68 = 95 - 20 - 7$ dove 95 è il numero di province pre-trattamento, 20 è il numero di province in regioni a statuto speciale che sono escluse dall'analisi e 7 è il numero dei trattati. Sia W il vettore ($J \times 1$) di pesi non negativi la cui somma è pari a 1. Ciascun elemento di W è il peso del potenziale controllo nel controllo sintetico; sia X_1 il vettore ($K \times 1$) che raccoglie K predittori del reddito pro capite nella macroprovincia trattata (misurati prima del trattamento); sia X_0 la matrice ($K \times J$) che raccoglie le stesse variabili per le stesse J province potenzialmente di controllo. X_1 e X_0 includono le principali determinanti del prodotto pro capite identificate dalla letteratura economica: valore aggiunto per abitante a inizio periodo (1991), densità di popolazione, composizione settoriale del valore aggiunto (tra costruzioni e servizi), capitale umano (quota di laureati), dotazione infrastrutturale (indice dell'Istituto Tagliacarne). Tutte le variabili sono medie sul periodo 1991-1995. Sia V una matrice diagonale di elementi non negativi che riflette l'importanza relativa dei predittori del valore aggiunto pro capite. I pesi W sono scelti in modo da rendere il controllo sintetico il più simile possibile (secondo una data metrica) alla macroprovincia trattata prima del trattamento. In particolare i pesi ottimali W^* minimizzano la quantità $(X_1 - X_0 W^*)' V (X_1 - X_0 W^*)$ con i vincoli $w_j^* \geq 0$ (per $j = 1, \dots, J$) e $w_1^* + w_2^* + \dots + w_J^* = 1$. La matrice diagonale V è scelta in modo da minimizzare lo scarto quadratico medio tra il valore aggiunto pro capite dell'area trattata quello del controllo sintetico durante lo stesso periodo. La minimizzazione avviene in due stadi: prima rispetto a W^* , poi rispetto a V . Questo rende le due aree simili sia in per quanto riguarda le covariate sia per il livello di valore aggiunto pro capite (Tavola 9).

Tavole e figure

Tavola 1: Composizione percentuale della spesa delle province per tipologia di intervento (impegni di spesa in conto corrente e in conto capitale)

	1998	2005
Amministrazione, gestione e controllo	28.3	27.9
Istruzione pubblica	22.9	18.3
Cultura e beni culturali	2.1	2.1
Settore turistico, sportivo e ricreativo	2.2	2.3
Trasporti	2.1	8.5
Gestione del territorio	29.1	23.4
Tutela ambientale	6.2	6.1
Settore sociale	1.9	2.2
Sviluppo economico	5.0	9.2
Totale	100.0	100.0

Fonte: Istat.

Tavola 2: Variabili dipendenti e periodi utilizzati

Variabile dipendente	Pre-trattamento	Post-trattamento
Crescita della popolazione	1981-1991	1996-2005
Quota pop. con istruz. obblig.	1991	2001
Incidenti stradali per 100 ab.	1991-1994	1996-2005

Tavola 3: Principali statistiche descrittive

	Media	Dev. standard	Min	Max
Crescita popolazione	0.001	0.012	-0.107	0.233
Quota popolazione con istruz. obblig.	0.491	0.087	0.037	0.826
Incid. strad. per 100 ab.	0.254	0.366	0	28.350
Log popolazione provinciale pre tratt.	13.257	0.759	11.429	15.182
Tasso di occupazione	0.350	0.078	0.112	0.611
Quota laureati	0.017	0.012	0.000	0.174
Log popolazione	7.796	1.282	3.434	14.836
Densità popolazione	268.423	625.875	1.061	15261.060
Capitale sociale	0.0125	0.0274	0.000	0.599
Indice vecchiaia	151.263	130.649	15.311	4050.000
Sud	0.315	0.465	0.000	1.000

Tavola 4: Proprietà di bilanciamento del campione

Panel A: Covariate - trattamento = distanza					
	Trattati		Controlli		Differenza
	Media	Obs	Media	Obs	
Log pop. pr. pre trat.	13.573	407	13.490	375	0.083
Tasso di occup.	0.367	407	0.365	375	0.001
Quota laureati	0.016	407	0.017	375	-0.001
Log popolazione	7.461	407	7.390	375	0.072
Densità popolazione	265.352	407	235.427	375	29.926
Capitale sociale	0.015	407	0.012	375	0.002
Indice vecchiaia	137.137	407	147.823	375	-4.685

Panel B: Variabili dipendenti - trattamento = distanza					
	Trattati		Controlli		Differenza
	Media	Obs	Media	Obs	
Crescita della popol.	0.000	407	0.002	374	-0.002
Quota istruz. obb.	0.441	407	0.436	375	0.005
Inc. st. per 100 ab.	0.213	350	0.233	346	-0.020

Panel C: Covariate - trattamento = ampiezza					
	Trattati		Controlli		Differenza
	Media	Obs	Media	Obs	
Log pop. pr. pre trat.	13.768	1076	13.533	781	0.235**
Tasso di occup.	0.386	1076	0.376	781	0.010**
Quota laureati	0.018	1076	0.018	781	0.000
Log popolazione	7.785	1076	7.717	781	0.068
Densità popolazione	482.495	1076	314.761	781	167.734**
Capitale sociale	0.012	1076	0.013	781	-0.001
Indice vecchiaia	130.577	1076	144.524	781	-13.947**

Panel D: Variabili dipendenti - trattamento = ampiezza					
	Trattati		Controlli		Differenza
	Media	Obs	Media	Obs	
Crescita della popol.	0.003	1076	0.001	781	0.002*
Quota istruz. obb.	0.456	1076	0.442	781	0.014**
Inc. st. per 100 ab.	0.213	987	0.248	738	-0.034*

+ significativo al 10%; * significativo al 5%; ** significativo all'1%

Tavola 5: Ulteriori risultati sul bilanciamento nel campione distanza

	Crescita della popol.	Quota istr. obb.	Inc. st. per 100 ab.
Trattati	-0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	-0.025 (0.016)
Costante	-0.052** (0.010)	0.048 (0.036)	1.040** (0.294)
Osservazioni	1857	1857	1725
R ²	0.39	0.71	0.06

+ significativo al 10%; * significativo al 5%; ** significativo all'1%

Tavola 6: Risultati principali

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: Variabile dipendente = crescita della popolazione				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Trattati × Post	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002** (0.001)
Costante	0.002* (0.001)	-0.041** (0.008)	0.001** (0.000)	-0.056** (0.005)
Controlli	NO	SI	NO	SI
Obs	1563	1563	3712	3712
R ²	0.01	0.41	0.01	0.38
Panel B: Variabile dipendente = quota di popolazione con istruzione obbligatoria				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Trattati × Post	-0.003 (0.007)	-0.005 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.007** (0.003)
Costante	0.436** (0.004)	0.178** (0.037)	0.442** (0.002)	0.066* (0.027)
Controlli	NO	SI	NO	SI
Obs	1564	1564	3714	3712
R ²	0.45	0.79	0.43	0.81
Panel B: Variabile dipendente = incidenti stradali per 100 abitanti (incidentalità)				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Trattati × Post	0.036 (0.032)	0.033 (0.031)	0.065** (0.024)	0.055* (0.023)
Costante	0.233** (0.018)	0.506+ (0.261)	0.248** (0.015)	0.447* (0.222)
Controlli	NO	SI	NO	SI
Obs	1448	1447	3514	3512
R ²	0.02	0.08	0.02	0.09

Errori standard robusti in parentesi

+ significativo al 10%; * significativo al 5%; ** significativo all'1%

Tavola 7: Robustezza

Var. dip.	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: Trasformazione logaritmica				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Ln (crescita pop.)	0.133 (0.161)	0.211 (0.148)	-0.128 (0.096)	-0.097 (0.089)
Ln (quota ist. ob.)	-0.009 (0.015)	-0.014 (0.010)	-0.008 (0.009)	-0.016* (0.006)
Ln (inc. st./100 ab.)	0.217* (0.106)	0.208* (0.097)	0.336** (0.068)	0.301** (0.061)
Controlli	NO	SI	NO	SI
Panel B: Matching "esatto" sulle osservabili				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Crescita pop.	0.004 (0.003)	0.005+ (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.002)
Quota istruz. obb.	-0.015 (0.019)	-0.015 (0.011)	-0.011 (0.017)	-0.011 (0.009)
Inc. st. per 100 ab.	0.031 (0.061)	0.019 (0.056)	0.078 (0.053)	0.080+ (0.048)
Controlli	NO	SI	NO	SI
Panel C: PSM con controlli in future nuove province				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Crescita pop.	0.000 (0.002)	-0.000 (0.001)	0.004* (0.002)	0.001 (0.001)
Quota istruz. obb.	0.004 (0.012)	0.005 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.016** (0.004)
Inc. st. per 100 ab.	0.084+ (0.045)	0.074+ (0.040)	0.139** (0.045)	0.135* (0.054)
Controlli	NO	SI	NO	SI

Errori standard robusti in parentesi

+ significativo al 10%; * significativo al 5%; ** significativo all'1%

Tavola 8: Risultati ulteriori

Var. dip.	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: Trattamento intenso				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Crescita pop.	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)
Quota istruz. obb.	-0.000 (0.009)	0.001 (0.006)	-0.004 (0.007)	-0.007+ (0.004)
Inc. st. per 100 ab.	0.047 (0.042)	0.043 (0.040)	0.126** (0.046)	0.108* (0.046)
Controlli	NO	SI	NO	SI
Panel B: Centro-Nord				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Crescita pop.	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002* (0.001)
Quota istruz. obb.	-0.001 (0.007)	-0.006 (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.007* (0.003)
Inc. st. per 100 ab.	0.006 (0.046)	0.005 (0.045)	0.026 (0.053)	0.016 (0.055)
Controlli	NO	SI	NO	SI
Panel C: Sud				
	Campione distanza		Campione ampiezza	
Crescita pop.	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)
Quota istruz. obb.	0.005 (0.011)	0.001 (0.008)	0.002 (0.008)	0.002 (0.005)
Inc. st. per 100 ab.	-0.013 (0.028)	-0.027 (0.026)	-0.020 (0.024)	-0.031 (0.024)
Controlli	NO	SI	NO	SI

Errori standard robusti in parentesi

+ significativo al 10%; * significativo al 5%; ** significativo all'1%

**Tavola 9: Condizioni iniziali nell'approccio del controllo sintetico
(medie 1991-1999)**

	Macroprovinciatrattata	Controllo sintetico
Valore aggiunto pro capite 1991 (euro)	15953.87	15847.76
Densità di popolazione (ab./kmq)	345.7	338.1
Quota costruzioni sul valore aggiunto	.048	.047
Quota servizi sul valore aggiunto	.643	.642
Quota laureati	.043	.043
Indice di infrastrutturazione (Italia=100)	101.0	106.5

Figura 1: Distribuzione del propensity score per trattati e controlli (bin = 50)

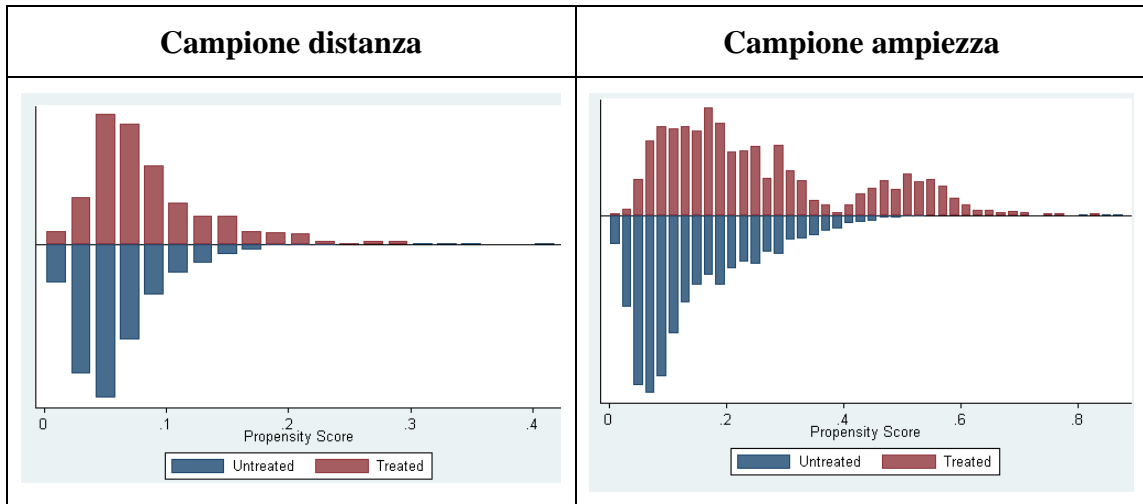


Figura 2: Valore aggiunto pro capite e nuove province

