

DISPERSIONE URBANA E COSTI COLLETTIVI DEL TRASPORTO PRIVATO NELLE
REGIONI ITALIANE

Marco SALATINO¹

¹ Università della Calabria, via P. Bucci Cubo 46B, 87036, Rende CS

SOMMARIO

Le forme insediative disperse interessano una porzione crescente del territorio italiano. Con il consolidarsi del processo di diffusione cresce la popolazione delle cinture metropolitane esterne a discapito dei nuclei urbani centrali. Le aree urbanizzate risultanti, meno dense e notevolmente più estese, sono percorse da intensi flussi di persone e merci. La monofunzionalità e l'accresciuta distanza tra l'origine e la destinazione di ogni spostamento, incrementano la richiesta di mobilità e, di conseguenza, i costi per l'utenza e la collettività.

Il presente studio mira a quantificare gli effetti indotti sul trasporto privato dalle nuove forme di organizzazione del territorio, cercando di cogliere le differenze esistenti tra regione e regione. L'approccio scelto per il conseguimento di tale obiettivo è di tipo statistico e consiste in un'analisi della correlazione tra alcuni indicatori aggregati per regione.

1 QUALCHE BREVE CENNO INTRODUTTIVO

Tra le trasformazioni recenti che riguardano la città e il territorio, la dispersione urbana è quella che più di altre ha destato interesse, perlomeno in campo urbanistico. Con un termine ultimamente di gran moda si è parlato assai spesso, a proposito della dispersione urbana, di *complessità*. L'iscrizione alla categoria dei fenomeni complessi è giustificata dalle difficoltà che incontra la comunità scientifica nel tracciarne una descrizione unitaria. L'interazione tra un numero enorme di attori e strutture diversi – pianificatori, residenti, city-users, comunità

locali, sistema dei trasporti ecc. – fa della dispersione urbana un oggetto multiforme. A ciascuno dei suoi aspetti è stato assegnato un appellativo diverso nel tentativo di dare maggiore risalto ora ad una caratteristica o ad un'altra. In Italia ricorrono con maggiore frequenza, oltre al termine dispersione, la locuzione *città diffusa*, coniata da Francesco Indovina (1990), ma anche i termini *conurbazione* e *rururbanizzazione*. Altrove si insiste sul carattere suburbano, si pensi al francese *périurbanisation*, *ville éclatée* e *desserement urbain* o all'inglese *suburbanization*, *exurbanization* e *spread city*. Tra tutti è forse l'inglese *sprawl*, letteralmente “sdraiarsi scompostamente”, quello in grado di operare una sintesi efficace, evidenziandone il carattere di novità e sottolineando la differenza con i fenomeni di urbanizzazione del passato.

Tanto per cominciare, lo *sprawl* può non accompagnarsi, a differenza dell'espansione urbana tradizionale, ad un incremento della popolazione complessiva dell'area metropolitana. La popolazione insediata nelle aree diffuse non proviene, infatti, dalle aree rurali, ma dai nuclei compatti delle città. Si tratta, cioè, di una fuga dalla concentrazione e dalla congestione che interessa tutte le principali aree metropolitane del paese, nelle quali il processo di ridistribuzione sposta fette consistenti della popolazione dal centro alla prima e alla seconda corona di comuni periurbani (Istat, 2002).

La città diffusa attrae per l'assenza di congestione, per il costo ridotto dei suoli, per la maggiore disponibilità di superfici. Anche le imprese trovano nella delocalizzazione l'opportunità di realizzare importanti economie. In particolare vengono trasferite lontano dai nuclei urbani tutte le attività di *back-office* per le quali le distanze, grazie alle nuove tecnologie di comunicazione, sono irrilevanti. La tendenza si rafforza man mano che queste tecnologie – telelavoro e teleconferenza tra tutte – diventano accessibili alle piccole e medie aziende. Lavoratori con mansioni diverse possono lavorare contemporaneamente e in luoghi diversi allo stesso progetto, controllandone ogni fase e accedendo simultaneamente ad archivi elettronici geograficamente distribuiti.

Ma il vero cambiamento riguarda le funzioni residenziali: la motorizzazione di massa rende realizzabile il mito nordamericano della villetta unifamiliare, collegata al centro urbano da un'estesa rete stradale. Le risorse del nostro territorio però, soprattutto per quanto riguarda la disponibilità di suolo, sono scarse se confrontate alla realtà statunitense, la cui densità di popolazione risulta oltre sei volte inferiore rispetto a quella italiana. Urbanisti ed esperti di pianificazione territoriale guardano pertanto con apprensione all'espansione del modello diffuso che consuma rapidamente il suolo agricolo rischiando inoltre di compromettere l'integrità paesaggistica del paese.

Rispetto all'errore di valutazione iniziale, consistente in una sottostima, ora risulta chiaro che gli strumenti urbanistici tradizionali sono inadeguati per fronteggiare l'importazione generalizzata di stili di vita inapplicabili al contesto italiano. La dispersione urbana nasce, infatti, da un *gap* legislativo e cresce storicamente nella *deregulation* degli anni '80 e '90 del

secolo scorso secondo modelli di crescita prossimi allo spontaneismo e all'auto-organizzazione. Di conseguenza appare difficile governare le trasformazioni in corso con gli strumenti della pianificazione tradizionale, gli stessi che non sono stati in grado di impedirne l'insorgere. Ogni intervento di arginatura puntuale è perciò destinato a non sortire effetti duraturi, in assenza di un ripensamento dell'intero modello di crescita.

Non esiste una soluzione univoca, mentre il dibattito tra gli addetti ai lavori sembra destinato a restare a lungo aperto.

1.1 La nuova mobilità

Gli abitanti della città diffusa portano con sé, nell'esodo dai grandi centri urbani, gli stili di vita propri delle città. Contrariamente a quanto ci si potrebbe attendere, la maggiore velocità dei mezzi di trasporto non viene utilizzata per effettuare spostamenti più rapidi, ma per raggiungere destinazioni più lontane (Camagni et al., 2002). Da osservazioni compiute sul lungo periodo, alcuni decenni, risulta infatti che il tempo speso quotidianamente da ciascun pendolare per spostarsi resta sorprendentemente costante.

Le attività umane per le quali ci si sposta – lavorare, acquistare beni, studiare, curarsi, divertirsi – costituiscono, come è ovvio invariante rispetto al modello insediativo: ciò che muta nella città diffusa è il diametro dell'area in cui ciascun individuo si muove per poterle svolgere quotidianamente. Ciò si traduce in una dilatazione del raggio di mobilità di ciascun residente oltre i confini del comune di residenza. L'estremo di questa tendenza è rappresentato dal bacino d'utenza dall'enorme shopping center inglese Bluewater, dotato di 13.000 posti auto e tra i più grandi d'Europa, che, secondo i promotori, dovrebbe estendersi fino in Germania, grazie al cambio favorevole e ai treni ad alta velocità che collegano l'isola al continente attraverso l'Eurotunnel (Amendola, 1997). La realtà italiana registra in tal senso un costante declino della quota di mobilità di prossimità, compresa nei 2 km dall'origine, a favore di quella locale, ossia un incremento degli spostamenti tra i 5 e i 10 km (Isfort, 2004).

Questa maggiore domanda di mobilità muta anche in termini qualitativi. Cresce secondo l'Isfort (2004) la quota di alcuni spostamenti asistematici quali, ad esempio, quelli effettuati nel tempo libero. Di conseguenza il traffico veicolare presenta più spesso fenomeni di congestione in fasce orarie distanti dalle ore di punta, con ripercussioni sull'efficienza dell'intera mobilità urbana.

Proprio la riduzione dell'efficienza del sistema urbano costituisce il maggiore tra i costi collettivi del nuovo modello insediativo. Una città energeticamente inefficiente compete con più difficoltà, in un periodo di globalizzazione, con altre realtà produttive. Gli altri costi, quelli individuali e ricadenti sulle famiglie crescono parallelamente, contribuendo a mandare letteralmente in fumo una parte del reddito nazionale per l'acquisto di carburanti da autotrazione.

2 IL METODO UTILIZZATO

La relazione tra dispersione urbana e costi generalizzati del trasporto, almeno in Italia, presenta ancora molti aspetti da indagare approfonditamente. Al momento, il numero di ricerche che hanno contribuito a far luce sull'argomento appare esiguo, specialmente se confrontato con l'imponente produzione di ricerche statunitense. La strada tracciata da questi primi esploratori mostra comunque un approccio rigoroso e scientificamente fondato, si veda ad esempio Camagni et al. (2002). Il metodo proposto nei suddetti lavori produce stime misurabili, e pertanto incontrovertibili, dell'esistenza di una correlazione significativa tra diffusione urbana e spese per la mobilità privata nella regione urbana milanese. Il punto di partenza non può che essere una prima analisi statistica esplorativa della misura di associazione tra i fenomeni, dato il gran numero di variabili coinvolte. La dispersione urbana infatti, come molte altre trasformazioni territoriali e sociali, non è direttamente misurabile se non attraverso i suoi numerosi effetti. Pertanto, l'aumento dei costi del trasporto privato, anch'esso multiforme, può apparire dipendente da alcuni di questi effetti in misura maggiore rispetto ad altri, dando origine ad una rete di interrelazioni ed interdipendenze difficilmente dipanabile.

Nell'ampia e variegata panoramica di studi effettuati in America, l'evidenza statistica dell'esistenza di un legame tra forma urbana e costi collettivi per il trasporto è da tempo ampiamente dimostrata. D'altra parte, negli Stati Uniti, l'allarme per l'avanzata inarrestabile dello sprawl è un tema che anima da decenni non soltanto la comunità scientifica, ma che trova riscontro sulle pagine dei principali quotidiani.

Oltre Atlantico è normale imputare le quotidiane code chilometriche in ingresso nei centri delle metropoli allo sprawl, anziché all'inadeguatezza delle infrastrutture viarie, lì peraltro assai sviluppate, e all'inefficienza dei trasporti pubblici. Un numero impressionante di studi sull'argomento è raccolto nell'antologia del Transportation Research Board (Burchell et al, 1998) che analizza circa 500 pubblicazioni sui costi della dispersione urbana.

La metodologia seguita nel presente studio trae spunto soprattutto dall'analisi statistica effettuata da Ewing et al. (2002), i quali, a partire da 22 variabili di distribuzione spaziale della popolazione, hanno costruito un indice sintetico per le 83 maggiori aree urbane degli USA. Tale indice presenta correlazione positiva con l'incidentalità, le percorrenze automobilistiche per veicolo, la concentrazione di inquinanti, mentre, come è lecito attendersi, la percentuale di spostamenti effettuati a piedi e con i mezzi pubblici aumenta man mano che l'indice decresce.

Purtroppo il trasferimento delle metodologie di analisi americane al contesto italiano non è immediatamente realizzabile. Esiste un problema consistente di reperimento dei dati, sia per quanto concerne le tipologie, per alcune delle quali in Italia non esistono affatto rilevazioni, sia per la disponibilità di dati aggregati esclusivamente sulla base dei confini amministrativi,

senza alcun riferimento alla reale struttura insediativa del paese. Negli Stati Uniti, invece, sin dal censimento del 1950, il territorio è stato suddiviso, a fini statistici, in un gran numero di Aree Metropolitane, la cui definizione dipende esclusivamente dalla distribuzione effettiva della popolazione e la cui estensione viene ricalcolata ogni dieci anni. In tal modo è possibile discernere immediatamente tra popolazione rurale e urbana, identificando per quest'ultima i bacini di mobilità e rilevando i costi per l'utenza. Per ciascuna delle suddette aree, le cosiddette Metropolitan Statistical Areas, secondo la definizione del 1983, l'Ufficio federale per il censimento rileva e rende disponibili serie storiche di un gran numero di dati (U.S. Census Bureau).

2.1 L'analisi statistica della correlazione

Il presente lavoro rappresenta un'estensione dello studio dal titolo "L'incidenza della dispersione urbana sul trasporto privato" i cui esiti sono stati presentati al VI convegno annuale su "Metodi e tecnologie dell'ingegneria dei trasporti" tenutosi a Reggio Calabria nel dicembre 2003. L'estensione consiste nel numero di regioni analizzate che è stato portato da 13 a 20, considerando quindi l'intero territorio nazionale.

Come nello studio precedente, l'analisi statistica della correlazione è stata eseguita su due gruppi di variabili aggregate su base regionale, il primo comprendente alcune misure della dispersione urbana presente sul territorio regionale, il secondo gruppo contenente invece informazioni sui costi del trasporto privato. La misura del livello di diffusione urbana, ossia la scelta delle variabili da includere nel primo gruppo ha rappresentato l'ostacolo preliminare da affrontare. Non esiste infatti una metodologia standard, ma una serie di soluzioni per le quali propendere in base all'effetto che si vuole sottolineare, scegliendo ad esempio tra quelle proposte da Torrens e Alberti (2000).

I dati facenti parte del primo gruppo di variabili provengono da un'unica fonte, il sito internet del Joint Research Centre, un organismo comprendente sette istituti di ricerca europei e facente capo alla Commissione Europea (JRC).

Tali informazioni sono frutto di elaborazione della cartografia tematica Corine Land Cover. Essa classifica il suolo dei paesi dell'Unione Europea in 44 classi articolate su 3 livelli gerarchici e contrassegnati da un codice numerico.

Le classi considerate ai fini dell'indagine sono la 111 e la 112, corrispondenti rispettivamente alle aree con tessuto urbano continuo e a quelle con tessuto urbano discontinuo. Entrambe le classi appartengono sia all'insieme 1 delle aree modellate artificialmente che al sottoinsieme 11 delle aree urbanizzate. Le sei variabili del primo gruppo, contrassegnate per brevità con lettera "D" e riportate nella Tabella 1, misurano altrettante caratteristiche geometriche delle aree presenti in ciascuna regione. Tutte le variabili "D" misurano grandezze adimensionali o

dotazioni pro-capite, indipendenti perciò dalla popolazione, in modo tale da escludere gli effetti dovuti alla dimensione demografica regionale.

Tabella 1 Misure di dispersione urbana.

Nome della variabile	Significato	Unità di misura
D1	Superficie delle aree urbane con tessuto continuo per abitante e per regione	m ² /abitante
D2	Percentuale di superficie delle aree urbane con tessuto continuo sul totale delle aree a tessuto urbano per regione	-
D3	Perimetro delle aree urbane con tessuto continuo per abitante e per regione	m/abitante
D4	Percentuale di perimetro delle aree urbane con tessuto continuo sul totale delle aree urbane per regione	-
D5	Rapporto medio perimetro/area per le aree urbane con tessuto discontinuo	-
D6	Numero di aree urbane distinte con tessuto urbano discontinuo ogni 100.000 abitanti per regione	-

Nel secondo gruppo di variabili, mostrate in tabella 2 e contrassegnate dalla lettera “C”, sono presenti invece alcune misure dei costi collettivi del trasporto privato. Anch’esse sono indipendenti dalla popolazione regionale. Tutte le misure si riferiscono all’anno 1991, per ragioni di uniformità con le variabili “D” basate sui dati CORINE, il cui rilievo cartografico, per la maggior parte delle regioni italiane, risale appunto a quel periodo.

La variabile “C2” è stata calcolata moltiplicando il consumo annuo di benzina per auto equivalente (Regione Siciliana, 2002), alla dotazione di autovetture per abitante (Ministero dei Trasporti, 2001).

La variabile “C4”, che misura la percentuale dell’estensione delle strade comunali extraurbane sul totale della rete stradale, fornisce un’indicazione sui costi di costruzione, manutenzione e gestione della rete a carico delle amministrazioni pubbliche. Si presuppone che all’aumentare del numero di case sparse i comuni debbano affrontare costi crescenti per connetterle alla rete stradale principale.

Le variabili “C5”, “C6” e “C7” sono misure indirette dei costi collettivi: pur non riferendosi a valori monetizzabili, quantificano l’efficienza del trasporto regionale. Sono infatti da ritenersi meno efficienti quei contesti territoriali in cui i pendolari fanno ricorso in maniera preponderante al mezzo privato, o comunque ai mezzi motorizzati, ed effettuano mediamente tragitti più lunghi. In particolare la variabile “C5” si relaziona al coefficiente di occupazione media dei veicoli, al cui crescere si riducono il fabbisogno di parcheggi e i fenomeni di congestione. L’utenza di riferimento è costituita, per queste variabili, dagli occupati che si recano al lavoro.

Tabella 2 Misure di costo collettivo del trasporto privato.

Nome della variabile	Significato
C1	Valore percentuale dei consumi delle famiglie destinate ai trasporti per regione
C2	Consumo unitario di benzina per abitante e per regione
C3	Numero di incidenti che hanno comportato lesioni a persone ogni 1.000 abitanti per regione
C4	Percentuale dell'estensione delle strade comunali extraurbane sul totale della rete stradale per regione
C5	Percentuale di occupati che si recano al lavoro con modo "auto privata da conducente" sul totale degli occupati che si recano al lavoro con modo "auto" per regione
C6	Percentuale di occupati che si recano al lavoro in un altro comune della stessa provincia della stessa regione per regione
C7	Percentuale di occupati che non si recano al lavoro a piedi per regione

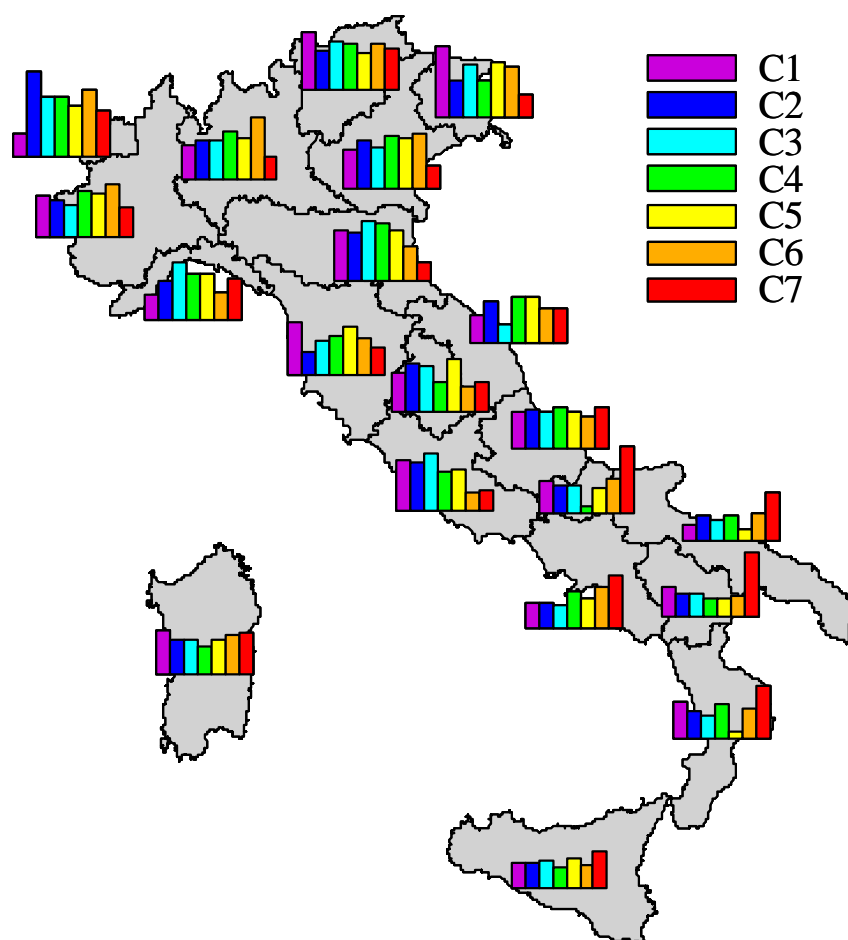


Figura 1 L'andamento delle variabili di costo standardizzate nelle regioni italiane.

Tabella 3 Fonti delle misure di costo collettivo del trasporto privato.

Nome della variabile	Fonte	Anno
C1	(Istat, 1994)	1991
C2	(Regione Siciliana, 2002), (Ministero dei Trasporti, 2001)	1990
C3	(Istat, 1992)	1991
C4	(Istat, 1994)	1991
C5	(Regione Emilia-Romagna, 1999)	1991
C6	(Regione Emilia-Romagna, 1999)	1991
C7	(Regione Emilia-Romagna, 1999)	1991

Questa scelta è dovuta sia alla maggiore facilità nel reperimento dei dati sia in base ad una considerazione di carattere pratico: gli spostamenti sistematici di questo tipo rappresentano oltre il 35% del totale (Isfort, 2004) costituendo l'aliquota più consistente rispetto alle altre motivazioni.

L'informazione contenuta nel primo gruppo di misure, relative alla caratteristiche geometriche degli insediamenti, è stata condensata in un unico indicatore mediante le tecniche dell'analisi fattoriale. Questo tipo di analisi consente di spiegare le correlazioni tra le variabili osservate in funzione di un numero ridotto di *fattori* non osservabili detti *componenti* o *dimensioni latenti* (Fabbris, 1997). Per l'estrazione dei fattori latenti l'analisi fattoriale dispone di una procedura assai utilizzata nelle scienze sociali e implementata ormai da tutti i principali *packages* statistici in commercio. Essa consente di trasformare le variabili originarie nelle cosiddette componenti principali, particolari fattori non osservabili che godono di numerose proprietà. Innanzitutto esse sono a due a due linearmente indipendenti, inoltre la prima componente principale è quella che raccoglie la quota principale della varianza, la seconda (non correlata con la prima) è quella che raccoglie la quota principale della varianza rimanente e così via.

Si può pertanto assumere la prima componente principale come indice sintetico rappresentativo dell'intero insieme di variabili, poiché in essa, come si è detto, è condensata la maggiore aliquota della varianza originaria. Nel caso in esame essa ammonta al 66,3 % della varianza totale dell'insieme di variabili di partenza. L'applicabilità dell'analisi fattoriale ai dati di partenza si può verificare attraverso due test preliminari: il test di sfericità di Bartlett, che nel caso in esame è rispettato in maniera significativa ed il test di Kaiser-Meyer-Olkin, che fornisce un risultato pari a 0,605 non elevato ma comunque superiore di 0,005 unità al valore limite per l'accettabilità. Anche l'analisi della matrice di correlazione, calcolata a partire dai valori standardizzati delle variabili "D", garantisce l'idoneità all'applicazione dell'analisi fattoriale. Tale idoneità si fonda sulla configurazione della

suddetta matrice di correlazione che, come richiesto, presenta numerosi valori elevati tra gli elementi fuori diagonale, alcuni dei quali prossimi all'unità.

I valori della prima componente principale sono stati infine normalizzati secondo una procedura utilizzata per i test psicometrici e nota come punteggio "T", al fine di agevolarne la lettura. I punteggi "T" presentano media e scarto quadratico rispettivamente pari a 50 e 10. L'indice così ottenuto, i cui valori sono mostrati in tabella 4 e rappresentati graficamente in figura 2, consente di redigere una graduatoria delle regioni in base all'incidenza della dispersione urbana.

L'Italia Nord-Orientale, tra le cinque macro-aree in cui l'Istat suddivide per convenzione il territorio nazionale, si aggiudica i valori più elevati con il picco assoluto di 69,53 punti in Friuli Venezia Giulia. Proprio in quest'area, il Nord-Est dei capannoni industriali distribuiti nelle campagne e lungo le strade, la dispersione urbana si era manifestata in anticipo rispetto al resto del territorio italiano già negli anni '70 del secolo scorso. In particolare l'osservazione dei caratteri con i quali si presentava questa trasformazione nella pianura veneta hanno indotto Indovina (1990) ad introdurre la già citata locuzione *città diffusa*. Alle regioni del Nord-est competono infatti le prime due posizioni oltre al 4° e al 7° posto nella classifica redatta sulla base dell'indice sintetico di dispersione urbana.

Per contro, alle sei regioni dell'Italia Meridionale spettano l'undicesima posizione (alla Campania) e le ultime cinque della classifica nazionale.

Tabella 4 Indice sintetico di dispersione urbana.

Regione	Indice sintetico di dispersione urbana	Posizione in classifica
Friuli-Venezia Giulia	69,53	1
Veneto	65,97	2
Marche	60,06	3
Trentino Alto-Adige	58,05	4
Umbria	57,90	5
Valle d'Aosta	56,29	6
Emilia-Romagna	55,44	7
Lombardia	53,67	8
Sardegna	53,36	9
Piemonte	52,33	10
Campania	48,59	11
Toscana	48,00	12
Lazio	47,89	13
Sicilia	44,30	14
Liguria	43,51	15
Basilicata	39,17	16
Calabria	37,47	17
Puglia	37,27	18
Abruzzo	35,82	19
Molise	35,38	20

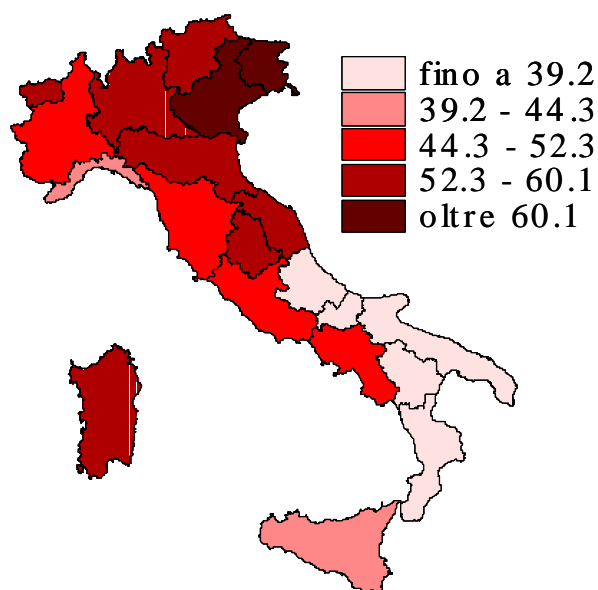


Figura 2 L'andamento dell'indice di dispersione urbana nelle regioni italiane.

2.2 Analisi della correlazione

L'analisi della misura di associazione tra due variabili viene di norma effettuata mediante il coefficiente di correlazione parametrico di Pearson il cui utilizzo presuppone il rispetto di alcune ipotesi di numerosità e di normalità del campione.

Innanzitutto salta agli occhi l'esiguità del numero di unità statistiche a disposizione, le 20 regioni italiane, che conduce l'indagine nel campo dei piccoli campioni ($n < 30$). Per quanto riguarda invece l'ipotesi di normalità del campione, in letteratura è possibile trovare un'ampia gamma di test statistici adatti. Si è scelto di procedere alla verifica della suddetta ipotesi per mezzo dei test di normalità Anderson-Darling e Shapiro-Wilk (D'Agostino e Stephens, 1986). I risultati di tali test, esposti in tabella 5, obbligano a rigettare l'ipotesi H_0 di normalità dei dati per ben sei variabili. Senza il rispetto dei presupposti per l'utilizzo, il coefficiente di correlazione di Pearson fornisce risultati attendibili; è perciò preferibile optare per un'altra statistica con ipotesi meno restrittive.

Tabella 5 Test di normalità.

variabile	W di Shapiro-Wilk	<i>p-value</i>	A* di Anderson	<i>p-value</i> ⁺
D1	0,943	0,288	0,409	> 0,100
D2	0,793*	0,000	1,890*	< 0,005
D3	0,895**	0,033	0,701**	≈ 0,050
D4	0,776*	0,000	1,990*	< 0,005
D5	0,530*	0,000	3,966*	< 0,005
D6	0,958	0,511	0,317	> 0,100
Indice di dispersione urbana	0,939	0,245	0,546	> 0,100

C1	0,964	0,620	0,336	> 0,100
C2	0,790*	0,000	1,203*	< 0,005
C3	0,929	0,158	0,479	> 0,100
C4	0,961	0,566	0,313	> 0,100
C5	0,894**	0,033	0,744**	≈ 0,050
C6	0,948	0,347	0,442	> 0,100
C7	0,939	0,245	0,353	> 0,100

^(†) La significatività del test di Anderson è calcolata mediante tabella

* = non normalità altamente significativa

** = non normalità probabilmente significativa

Le statistiche non-parametriche possono essere applicate anche in presenza di variabili distribuite non normalmente e con ridotta numerosità; Siegel (1956) riporta infatti N=6 come limite minimo per la loro applicazione. La caratteristica principale della Statistica non-parametrica consiste nei cosiddetti «ranghi», semplici numeri naturali che sostituiscono le unità statistiche del campione originario ordinate in senso crescente (Landenna e Marasini, 1990). Tra le misure non-parametriche di associazione tra variabili, le più utilizzate sono certamente la ρ_s di Spearman e la τ di Kendall. La prima costituisce un'applicazione dell'usuale coefficiente di Pearson ai ranghi, mentre la seconda, il cui calcolo è un po' più complesso, si differenzia per la misura dell'accordo tra le distribuzioni delle due variabili.

Tabella 6 Correlazioni tra l'indice sintetico di dispersione urbana e le variabili di costo "C".

Variabile	t di Kendall	p-value	r_s di Spearman	p-value
C1	0,301*	0,032	0,450*	0,023
C2	0,385*	0,011	0,569**	0,004
C3	0,379**	0,010	0,582**	0,004
C4	0,575**	0,000	0,778**	0,000
C5	0,497**	0,001	0,713**	0,000
C6	0,474**	0,002	0,674**	0,001
C7	0,347*	0,016	0,504*	0,012

(**) correlazione altamente significativa, con p-value inferiore a 0,01

(*) correlazione probabilmente significativa, con p-value inferiore a 0,05

Come previsto, tutte le variabili di costo "C", come mostrato in tabella 6, presentano una correlazione significativa con l'indice sintetico di dispersione urbana. Nella suddetta tabella sono riportati, oltre ai due coefficienti di correlazione non-parametrici, anche i cosiddetti "p-value" che forniscono una misura della significatività dell'associazione. Tale valore rappresenta, per la ρ_s di Spearman, la probabilità che la statistica così definita:

$$t = r_s \sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}} \quad (1)$$

presenti valori superiori. Per campioni con numerosità $N \geq 10$ tale statistica si distribuisce secondo una t di Student con N-2 gradi di libertà (Siegel, 1956). Per la τ di Kendall il p-value

si ottiene invece a partire dal valore del coefficiente standardizzato statisticamente mediante la consueta espressione:

$$Z = \frac{\bar{u}_a - \bar{u}}{\sigma_u} \quad (2)$$

La distribuzione della statistica z , per $N \geq 10$, può essere assimilata ad una normale con media $\mu_z = 0$ e con scarto quadratico medio:

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{2(2N+5)}{9N(N+1)}} \quad (3)$$

Anche in tal caso il p -value rappresenta la probabilità associata manifestarsi di valori maggiori della z (Siegel, 1956).

L'estensione, rispetto allo studio precedente cui si faceva riferimento all'inizio del paragrafo 2.1, del numero di regioni interessate dall'analisi ha rafforzato le relazioni già individuate. Risultano inoltre assai correlate all'indice di dispersione urbana le variabili "C4" e "C5"; un incremento di 10 punti percentuali nell'indice comporta rispettivamente circa cinque in più in "C4" ed un punto in più in "C5", come mostrato in figura 3.

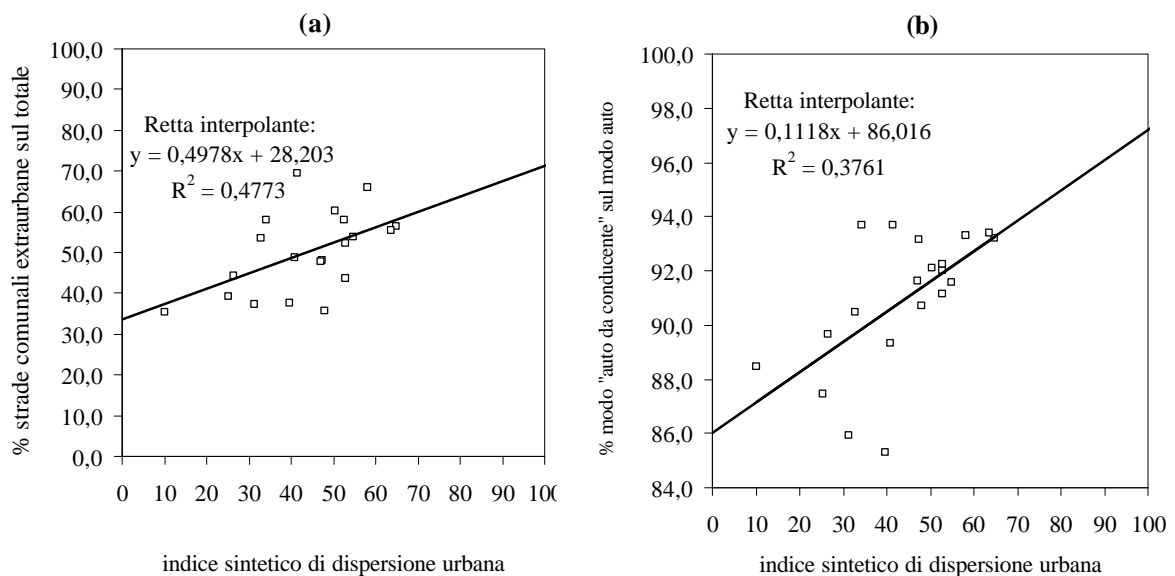


Figura 3 Relazioni tra l'indice sintetico di dispersione urbana e le variabili "C4" e "C5".

E' possibile tentare un'interpretazione dei risultati trovati. Per quanto riguarda la variabile "C4" è facile supporre che le aree suburbane maggiormente disperse siano collegate da una viabilità di tipo extraurbana comunale, da cui il legame illustrato in figura 3.a. L'interpretazione del legame con la variabile "C5", mostrato in figura 3.b richiede qualche considerazione in più. Si può infatti ipotizzare che al crescere della dispersione urbana, le

origini dei diversi spostamenti del tipo casa-lavoro si allontanano tra loro rendendo più difficile la condivisione della stessa auto da parte di più pendolari.

Per le restanti variabili, valgono le medesime considerazioni: se la morfologia degli insediamenti induce i residenti a ricorrere maggiormente ai modi motorizzati, e al modo “auto da conducente” in particolare, ci saranno più veicoli in circolazione, con conseguente aumento della voce “trasporti” nel bilancio delle famiglie (“C1”), soprattutto per l’acquisto di carburanti (“C2”). Poiché inoltre le aree disperse trovano spazio nei comuni meno densi delle cinture metropolitane (“C6”), i pendolari saranno impossibilitati a raggiungere il posto di lavoro a piedi a causa delle distanze elevate da percorrere (“C7”).

Ma come si distribuiscono le spese per i trasporti al netto degli effetti dovuti alla dispersione urbana? Ovvero, in quali regioni, a parità di struttura insediativa, si presentano i valori più elevati delle variabili di costo collettivo analizzate? Per rispondere a queste domande si può, per prima cosa, costruire un indice sintetico dei costi collettivi del trasporto privato con la stessa procedura utilizzata per l’indice di dispersione urbana, e valutare la posizione sulla quale si attesta ciascuna regione in graduatoria. I valori assunti regione per regione dal nuovo indice sono esposti nella tabella 7. La posizione di alcune regioni risulta variata; ad esempio l’Abruzzo, cui compete il 19° posto nella graduatoria della dispersione, risultando così la seconda regione più “compatta” d’Italia, balza al 12° posto in quella dei costi.

Tabella 7 Indice sintetico dei costi collettivi del trasporto privato.

Regione	Indice sintetico dei costi collettivi del trasporto privato	Posizione in classifica
Valle d'Aosta	64,69	1
Emilia-Romagna	63,95	2
Friuli-Venezia Giulia	60,75	3
Veneto	60,22	4
Lazio	57,42	5
Lombardia	56,41	6
Trentino Alto-Adige	55,80	7
Piemonte	55,15	8
Umbria	53,34	9
Toscana	52,98	10
Liguria	52,82	11
Abruzzo	49,54	12
Marche	48,23	13
Sardegna	47,09	14
Campania	41,02	15
Sicilia	40,34	16
Calabria	37,27	17
Puglia	34,72	18
Basilicata	34,23	19
Molise	34,03	20

Tabella 8 Differenza tra le posizioni occupate nella classifica della dispersione urbana e in quella dei costi collettivi del trasporto privato.

Regione	(a) Posizione nella graduatoria compilata sulla base dell'indice di dispersione urbana	(b) Posizione nella graduatoria compilata sulla base dell'indice dei costi	(c) differenza di posizione tra le due graduatorie (a-b)
Abruzzo	19	12	7
Liguria	15	8	7
Molise	20	14	6
Piemonte	10	5	5
Lombardia	8	4	4
Puglia	18	15	3
Toscana	12	9	3
Trentino Alto-Adige	4	1	3
Emilia-Romagna	7	7	0
Lazio	13	13	0
Valle d'Aosta	6	6	0
Veneto	2	2	0
Basilicata	16	17	-1
Calabria	17	19	-2
Friuli-Venezia Giulia	1	3	-2
Campania	11	16	-5
Sicilia	14	20	-6
Umbria	5	11	-6
Marche	3	10	-7
Sardegna	9	18	-9

La graduatoria compilata in base ai costi collettivi del trasporto è guidata dalla Valle d'Aosta anziché dal Friuli-Venezia Giulia. In tabella 8 sono mostrate entrambe le graduatorie e la differenza tra la posizione occupata sulla base dell'indice di dispersione urbana e quella sulla base dell'indice dei costi collettivi del trasporto privato. Ai valori positivi della differenza corrispondono perciò quelle regioni che presentano costi per i trasporti più che proporzionali al grado di dispersione della propria struttura urbana. In questo insieme di regioni, le prime otto della tabella 8, prevalgono le regioni settentrionali, mentre in quelle con differenza negativa, cioè che perdono posizioni passando dalla graduatoria della dispersione a quella dei costi, prevalgono invece le regioni meridionali. Questo fatto è verosimilmente dovuto al livello di reddito più basso, dal quale dipende un minore accesso al mezzo privato e, conseguentemente, una riduzione delle spese di trasporto. In figura 4 viene descritta la distribuzione geografica della suddetta differenza di posizione tra le due graduatorie.

Da un punto di vista statistico va detto che l'indice sintetico dei costi collettivi per il trasporto privato rispetto a quello di dispersione urbana cattura un'aliquota inferiore dell'intera informazione contenuta nell'insieme di variabili di partenza, circa il 55% della varianza contro il 66% dell'altro indice.

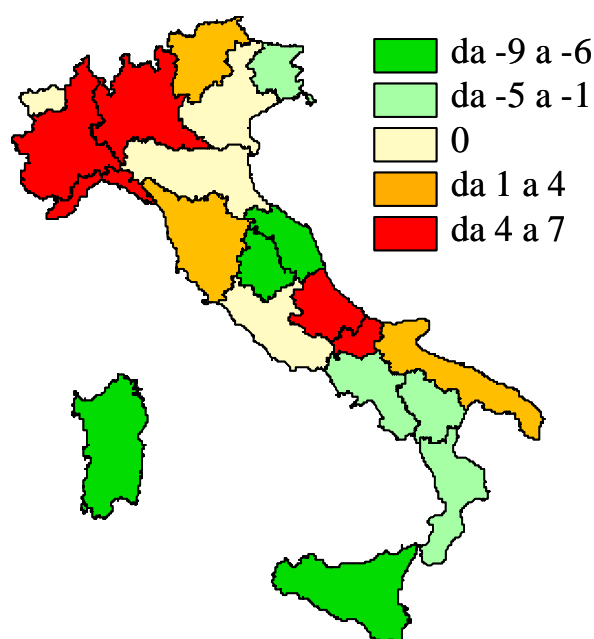


Figura 4 Differenza tra le posizioni occupate nella classifica della dispersione urbana e in quella dei costi collettivi del trasporto privato.

Ciò avviene nonostante l'indice dei costi rispetti i test di adeguatezza per l'applicazione della procedura di estrazione delle componenti principali. Risulta infatti adeguata la struttura della matrice di correlazione, mentre il test di Kaiser-Meyer-Olkin è abbondantemente sopra il valore soglia (circa 0,7 contro 0,6) e il test di Bartlett è ampiamente significativo.

3 CONCLUSIONI

A differenza di altre realtà occidentali, paesi anglosassoni in testa, il tema dell'interazione tra assetto urbanistico e sistema dei trasporti non suscita in Italia grande interesse. Questo dato trova riscontro nello stato dell'arte, notevolmente più arretrato rispetto al gran numero di ricerche pubblicate nelle altre potenze industrializzate. Inoltre, eccezion fatta per alcuni filoni d'indagine, si veda ad esempio Camagni (2002), le analisi nostrane relegano ancora la dispersione urbana tra i fenomeni emergenti, limitandosi a registrare gli effetti indesiderati senza fornire cifre sull'entità economica del danno. Tutto ciò appare inspiegabile se si considera che l'assetto insediativo disperso è *già* realtà nelle principali aree urbane del paese, e che tale situazione produce *tuttora* effetti sullo stile di vita e sulle abitudini degli italiani, soprattutto in materia di mobilità.

Lo studio presentato nel presente articolo parte appunto dall'ipotesi che nelle regioni in cui il cambiamento del territorio si è ormai consolidato, si registrano i maggiori costi collettivi legati al trasporto privato. I risultati ottenuti dall'analisi statistica confermano in pieno l'ipotesi iniziale, dato che tutte le variabili di costo considerate sono significativamente

correlate all'indice sintetico di dispersione urbana. Tale legame risulta più marcato per alcune variabili, in particolare per la percentuale di occupati che sceglie di recarsi al lavoro con l'auto come conducente, dimostrando come la struttura territoriale renda difficile, o quantomeno poco competitiva la condivisione del mezzo privato.

L'indagine effettuata si presta infine ad ulteriori sviluppi ed approfondimenti. Appena verrà reso disponibile l'aggiornamento dei dati Corine Land Cover, sarà possibile sviluppare un'analisi di trend del fenomeno. Inoltre è necessario approfondire con più attenzione il legame tra indicatori economici ed effetti della dispersione urbana, la cui presenza è testimoniata dall'ultima parte dell'analisi, relativa alla differenza tra le posizioni occupate nella classifica della dispersione urbana e in quella dei costi collettivi del trasporto privato.

4 BIBLIOGRAFIA

- Amendola G. (1997) *La città postmoderna. Magie e paure della metropoli contemporanea*, Laterza, Bari.
- Burchell, R.W., Shad N.A., Listokin D., Phillips H., Downs A., Seskin S., Davis J.S., Moore T., Helton D., Gall M. (1998) *The Costs of Sprawl—Revisited. Report 39*, Transit Cooperative Research Program, Transportation Research Board, National Research Council, National Academy Press, Washington D.C.
- Camagni R., Gibelli M. C., Rigamonti P. (2002) *I costi collettivi della città dispersa*, Alinea editrice, Firenze.
- D'Agostino R.B., Stephens M. (1986) *Goodness-of-Fit Techniques*, Marcel Dekker Inc., New York.
- Ewing R., Pendall R., Chen D. (2002), *Measuring Sprawl and Its Impact*, Smart Growth America, Washington D.C.
- Indovina F., Matassoni F., Savino M., Sernini M., Torres M., Vettoretto L. (1990) *La città diffusa*, STRATEMA - Laboratorio di strategie territoriali, DAEST, Venezia.
- Isfort (2004) *10° Rapporto congiunturale sulla mobilità*, <http://www.isfort.it/>.
- Istat (2002) Rapporto Annuale. La situazione del Paese nel 2002, Roma.
- JRC Joint Research Centre Overview, <http://www.jrc.cec.eu.int/>.
- Landenna G., Marasini D. (1990) *Metodi statistici non parametrici*, il Mulino, Bologna.
- Ministero delle Infrastrutture e dei Trasporti (2001) Conto Nazionale dei Trasporti, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato.
- Regione Siciliana (2002) *Relazione sullo stato dell'ambiente in Sicilia*, Palermo.
- Regione Emilia-Romagna (1999) *La Regione in cifre*, http://www.regione.emilia-romagna.it/statistica/tabelle/ita_cens_occu.htm.
- Siegel S. (1956) *Nonparametric Statistics*, McGraw-Hill, Tokyo.
- Torrens, P.M., Alberti, M. (2000) *Measuring sprawl*, CASA Working Paper 27, University College London, Centre for Advanced Spatial Analysis.
- U.S. Census Bureau *Geographic Areas Reference Manual. Chapter 13 - Metropolitan Areas*, <http://www.census.gov/geo/www/garm.html>

ABSTRACT

Urban sprawl is a growing phenomenon in Italy. It has a strong influence on private mobility costs because its low density makes inhabitants far from shops, services and facilities. People become totally dependent on car. In this work an analysis of the correlation between a set of sprawl regional measures and some private mobility cost indexes is presented. Sprawl measures have been drawn from available land-use cartography, whereas cost indexes include several measures of household and social transportation spending. According to the work scope, sprawl measures have been summarized in a single index via principal component analysis. This synthetic sprawl index is compared to transportation cost measures by means of non parametric statistics. The relationships found show that transportation-related costs

appear to increase in more sprawling Italian regions. Finally, some observations have been drawn on statistical correlation.