

I NEGOZI NEI CENTRI STORICI DELLE PRINCIPALI CITTA' ITALIANE E LA POTENZIALE DESERTIFICAZIONE COME UNA DELLE DETERMINANTI DEL DISAGIO SOCIALE

Mariano Bella, Giovanni Graziano, Francesco Lioci

Ufficio Studi Confcommercio

Febbraio 2020

1.

Questo paragrafo presenta qualche evidenza empirica sulle determinanti della presenza di negozi del commercio al dettaglio in sede fissa nelle medie città italiane, distinguendo la localizzazione tra centro storico (CS) e non centro storico (NCS, o periferia)¹. Il riferimento sono i capoluoghi di provincia e le principali città non capoluogo, di media grandezza. Sono escluse Milano, Roma e Napoli².

L'analisi è stata svolta in due fasi: nella prima fase si guarda alle determinanti della presenza di negozi nella loro totalità all'interno dell'area comunale; nella seconda si guarda alla scelta centro storico vs non centro storico.

Nella prima fase è stato stimato un modello di regressione lineare panel che ha come variabile dipendente il totale degli esercizi commerciali in sede fissa presenti sul territorio, senza distinzione tra centro storico e periferia. Prima di mostrare i risultati della regressione è opportuno descrivere sinteticamente le variabili esplicative riportate in tabella 1. Tutte le variabili sono considerate in variazioni percentuali.

La variabile *canoni totali reali* denota l'ammontare del canone medio annuo (euro per metro quadro) pagato dagli esercizi commerciali rapportato all'indice dei prezzi al consumo (NIC).

1 Il materiale delle presentazioni è presente sul sito www.confcommercio.it alla sezione Ufficio Studi.

2 La ragione principale è che sono città poli-centriche. Quindi le mutazioni degli insediamenti commerciali non si possono riferire direttamente a variazioni tra centro storico vs altro. Inoltre, per la loro grandezza, queste città meritano analisi approfondite e specifiche.

E' possibile che la dinamica degli esercizi commerciali reagisca asimmetricamente alle diverse fasi del ciclo economico, ossia che si comporti in maniera differente durante le fasi espansive e recessive. Per catturare questo fenomeno sono state costruite le due variabili *consumi reali pos* e *consumi reali neg*. La prima include le variazioni percentuali maggiori di zero registrate dai consumi reali durante il periodo di stima mentre la seconda include quelle negative. Le variabili popolazione ed età media sono state introdotte per tener conto degli aspetti demografici che possono influenzare la decisione di aprire/mantenere un esercizio commerciale.

Sono stati considerati 95 capoluoghi di provincia per il periodo 2009-2019³.

Tab. 1 - Determinanti della dinamica degli esercizi commerciali in sede fissa in 95 città italiane - regressione lineare, anni 2009-2019

variabile dipendente: var. % numero esercizi commerciali in sede fissa	parametri (*)	t-stat
var. % consumi reali neg	-0,14	-2,81
var. % consumi reali pos	0,02	1,24
var. % popolazione	-0,24	-1,19
var. % età media	0,02	0,17
var. % canoni totali reali	0,09	3,26
costante	- 1,35	-11,30
numero osservazioni: 950 (95 comuni per 10 anni); R ² =0,03.		

(*) i parametri corrispondono alle elasticità.

Elaborazioni Ufficio Studi Confcommercio su dati Unioncamere, Nomisma, ISTAT.

Le stime ottenute (tab. 1) indicano che l'effetto della variabile *canoni totali reali* non è determinante nello spiegare la riduzione del numero degli esercizi commerciali nel complesso. Anzi, il parametro è positivo e

³ Poiché per alcuni anni i dati non sono disponibili, quelli mancanti sono stati stimati usando il metodo dell'interpolazione lineare. In particolare i dati relativi agli esercizi commerciali sono disponibili per gli anni 2012, 2014, 2015, 2016, 2018 e 2019, quelli relativi ai canoni sono disponibili per gli anni 2017, 2018 e 2019 mentre i dati relativi alla popolazione, all'età media e alla densità sono disponibili per gli anni 2011, 2017, 2018 e 2019.

statisticamente significativo: questo significa semplicemente che la presenza dei negozi cresce dove la dinamica economica è vitale, quest'ultima ben sintetizzata dai corsi dei valori immobiliari e quindi dei relativi affitti. D'altra parte le variabili demografiche non appaiono significative.

L'impatto dei consumi è risultato positivo ma non statisticamente significativo durante le fasi di espansione e negativo e statisticamente significativo durante le fasi di recessione. Questo risultato suggerisce che durante le fasi di espansione i consumi non hanno nessun impatto sulla crescita degli esercizi commerciali, quindi le aziende soddisfano la maggiore domanda potenziando la propria attività. Al contrario, nei periodi di recessione una diminuzione dei consumi ha un impatto negativo sulla dinamica del totale degli esercizi commerciali poiché la riduzione della domanda porta i costi medi sopra il livello del ricavo medio, determinando la scelta di chiudere l'attività.

I parametri dei coefficienti della regressione non cambiano in segno e significatività introducendo degli *outliers* ottenuti dalla selezione nella regressione dei residui maggiori in valore assoluto di cinque volte l'errore quadratico medio, così come non mostrano problemi di endogeneità, in quanto stimando il modello con *variabili strumentali* (utilizzando come strumento la variabile *canoni totali reali* ritardata di un anno) i risultati non cambiano.

Nella seconda fase, orientata ad analizzare la scelta di localizzazione tra centro storico e non centro storico, è confermata l'impossibilità di discriminare questa scelta attraverso la variabile dei canoni di locazione⁴, data la poca variabilità degli stessi nel tempo e nello spazio nel confronto tra CS e NCS.

In ogni caso, le stime effettuate con un modello panel logistico sui 95 capoluoghi di provincia nel periodo 2008-2019, evidenziano che eventuali incrementi dei consumi reali pro capite nella provincia in cui si situa il comune, beneficiano maggiormente le scelte insediative nei centri storici piuttosto che fuori dai centri storici.

4 Le altre variabili non sono disponibili nella distinzione CS vs NCS. I dati relativi ai canoni commerciali (fonte: Nomisma) sono distinti tra centro storico, semi-centro e periferia; pertanto, abbiamo calcolato il valore medio delle ultime due classi per ottenere il canone medio pagato fuori dal centro storico.

2.

In questo paragrafo si segue la suggestione contenuta in un recente importante lavoro⁵ nel quale si indagano le determinanti del disagio sociale presso le comunità territoriali (in Francia). Nel suddetto lavoro emerge che al di là di specifiche cattive performance economiche, il disagio è ben correlato alla chiusura dei negozi e di altre strutture di pubblica utilità.

Pertanto, diversamente da quanto esposto nel primo paragrafo, questa volta la variazione nel numero dei negozi presenti sul territorio compare come variabile esplicativa. La variabile da spiegare, *proxy* del disagio sociale anche come fattore di potenziale protesta, è la variazione della partecipazione alle elezioni europee nei 95 comuni capoluogo di provincia⁶ tra le consultazioni del 2014 e le consultazioni del 2019.

La tabella 2 illustra i risultati ottenuti con un semplice esercizio di regressione lineare⁷.

La variabile da spiegare è, come detto, la variazione nel tasso di partecipazione alle elezioni europee su base comunale.

5 Algan Y., Malgouyres C., Senik C., Territories, Well-being and Public Policy, *Les notes du conseil d'analyse économique*, no. 55, January 2020. In questo paper l'obiettivo è valutare le determinanti del disagio misurato in diversi modi: con la possibilità di osservare in un certo territorio una protesta dei Gilet gialli, con il tasso di astensione alle elezioni, attraverso l'autodichiarazione personale di disagio. Vi si presenta convincente evidenza empirica che al di là della dimensione strettamente economica (es: essere in stato di disoccupazione involontaria) il contesto che caratterizza la vita delle comunità locali nelle città e nei territori conta nello spiegare i tre fenomeni sopra menzionati. La chiusura dei negozi locali è sempre molto rilevante sotto il profilo dell'intensità della relazione e della sua significatività statistica. Per un più ampio contesto di approfondimento delle determinanti non esclusivamente economiche del disagio sociale che può sfociare nella protesta, quest'ultima intesa anche come manifestazione di consenso verso formazioni politiche populiste o nazionaliste, si può vedere l'interessantissimo lavoro di Margalit Y., Economic Insecurity and the Causes of Populism, Reconsidered, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 33, no. 4, Fall 2019, pp. 152-170.

6 Come nel paragrafo precedente, le unità analizzate sono i vecchi capoluoghi di provincia, più Barletta, Biella e Fermo; per gli altri nuovi capoluoghi non sono disponibili con la necessaria estensione storica tutte le informazioni su disoccupazione e valore aggiunto.

7 Naturalmente i risultati riportati si riferiscono all'esito migliore di un articolato esercizio di regressione su molte e differenti specificazioni. E' confortante che le variabili d'interesse abbiano sempre mostrato il segno atteso e adeguata significatività statistica.

Tab. 2 - Determinanti della variazione del tasso di partecipazione alle elezioni europee tra il 2014 e il 2019 per 95 comuni capoluogo di provincia

variabile dipendente: var. partecipazione alle elezioni europee (partecipazione % 2019 meno partecipazione % 2014)	parametri (*)	t-stat
media tasso disoccupazione 2014 e 2019	-0,35	-2,91
partecipazione % elezioni 2014	-0,30	-4,70
var. % numero negozi in sede fissa CS+NCS	0,32	2,89
var. % tasso disoccupazione	-0,26	-1,07
var. % valore aggiunto reale per abitante	0,58	0,79
costante	22,79	4,66
numero osservazioni: 95; R ² =0,49.		

(*) i parametri corrispondono alle elasticità; è presente una variabile dummy che seleziona due osservazioni (Caltanissetta e Lecce).

Elaborazioni Ufficio Studi Confcommercio su dati ISTAT e Ministero dell'Interno.

La prima variabile ha natura economica: maggiore è la disoccupazione - il *livello* del tasso di disoccupazione - nei due periodi elettorali, più intensa è la riduzione della partecipazione, un risultato in linea con la letteratura e piuttosto ragionevole se la partecipazione elettorale è sintomo di disagio sociale. Ma questa è l'unica variabile economica che sembra avere un ruolo: la variazione del valore aggiunto e la variazione della disoccupazione, pure con entrambi i segni corretti, non hanno rilevanza statistica, cioè il loro impatto non è significativamente diverso da zero. Questo risultato si mantiene in tutte le formulazioni adottate (qui non riportate). La variazione percentuale del numero dei negozi del commercio al dettaglio in sede fissa - che include le farmacie - ha un impatto positivo sulla partecipazione elettorale: la desertificazione aumenta l'astensionismo, l'eventuale ripopolamento delle medie città in termini di distribuzione commerciale la riduce. Questo è il risultato suggerito da Algan e altri (2019) che si ritrova anche nel contesto italiano, sebbene la specificazione qui adottata sia alquanto differente.

Il senso dell'esercizio è chiaro: i cittadini delle comunità locali sono sensibili alla qualità della vita che si svolge nel contesto cittadino, anche al di là della specifica propria e singola condizione economica. L'eventuale riduzione

dei livelli di servizio commerciale produce un forte disagio sociale, con riflessi socio-politici che non vanno trascurati (come il più eclatante caso francese evidenzia).

In particolare, volendo dare un senso al parametro della variazione del numero dei negozi in sede fissa presentato nella tabella 2, si può affermare, con tutte le cautele dettate dalla grande semplificazione contenuta nell'esercizio, che due comuni che nel periodo considerato (2008-2019) abbiano presentato una riduzione del 10% e del 20% del numero di negozi presenterebbero, a parità di altre condizioni, uno scarto nella riduzione della partecipazione di 3,2 punti percentuali assoluti (ovviamente peggiore nel caso della perdita di negozi più cospicua).