Stima ed interpretazione nella determinazione del prezzo edonico degli immobili: il caso di Genova

di Alessia Bruzzo

Questo lavoro contiene un'analisi empirica volta a interpretare la determinazione dei prezzi di mercato delle abitazioni secondo quanto sostenuto dalla teoria del prezzo edonico applicata ad un'ampia zona di tipo marittimo, il comune di Genova. L'analisi empirica si basa su un campione specificatamente creato raccogliendo i dati relativi l'offerta immobiliare catturata in un determinato periodo del 2015. L'obiettivo proposto è puramente empirico e punta ad interpretare il ruolo esercitato dalle diverse caratteristiche intrinseche di un'abitazione nella determinazione del suo prezzo. Questo tipo di analisi viene fatta su un campione eterogeneo, caratterizzato tanto da zone ad alta valutazione, di tipo per lo più turistico o prestigioso, quanto da zone suburbane industriali di basso valore e zone urbane collegate all'attività portuale. Comparando il modello semplice con la teoria del prezzo edonico, otteniamo quattro differenti regressioni, due per ogni modello: un modello robusto OLS e un modello clusterizzato con variabili strumentali. Come nel lavoro di Caglayan (2013), il modello edonico stimato restituisce migliori e più precisi risultati rispetto al modello di tipo semplice. E all'interno del modello di tipo edonico le variabili di tipo strumentali performano meglio rispetto al modello robusto OLS.

Parole chiave: mercato immobiliare, teoria del prezzo edonico e quotazioni immobiliari

This work contains empirical analysis to interpret the determination of housing market prices according to what the hedonic price theory applied to a wide range of marine related area, the town of Genoa. The empirical analysis is based on a sample specifically created by collecting data on housing supply captured in a given period of 2015. The proposed objective is purely empirical and aims to play the role exercised by the different intrinsic characteristics of a dwelling in determination of its price. This type of analysis is done on a heterogeneous sample, it characterized both by high rated areas, of the type mostly tourist or prestigious, as from industrial

Economia e diritto del terziario (ISSNe 1972-5256), 2017, 3

suburban areas of low value and urban areas connected to the port activities. Comparing the simple model with the hedonic price theory, we get four different regressions, two for each model: a robust model and a clustered OLS model with instrumental variables. As in the work of Caglayan (2013), the estimated hedonic model gives better and more accurate results than the simple type model. And within the hedonic model the kind of instrumental variables perform better than the robust OLS model.

Keywords: real estate market, hedonic price model, house prices

JEL Classification: R31, R30, D12

1. Introduzione

Il settore del real estate, come ha potuto dimostrare la recente crisi finanziaria, rappresenta un punto nevralgico dell'economia di un Paese, raggiungendo in Italia picchi del 20% del Pil nazionale. Nonostante il settore rappresenti quindi il motore dello sviluppo economico nello scenario internazionale (Cafferata et al., 2015), il bene immobile risulta assai eterogeneo ed in continua dinamica evoluzione (Cafferata et al., 2011).

Per questo motivo esistono davvero una moltitudine di filoni di approfondimento del settore: da quello econometrico-spaziale, che va ad analizzare l'incidenza del bene immobile in relazione alla sua collocazione geografica, a quella demografico sociale, in cui si analizzano le caratteristiche esogene contestuali di un immobile (Ametrano et al., 2018), a quelli macroeconomici, in cui invece si va ad analizzare il real estate come indicatore dell'andamento economico del Paese.

Da un punto di vista meramente pratico, un bene immobile ha un costo incidente nell'economia dei singoli individui e per questo non è mai valutazione da poco la scelta di un bene immobile da acquistare. Per questo motivo, nonostante l'unità abitativa, al pari di ogni altro bene di consumo, rientri nella funzione di massimizzazione dell'utilità di ciascun individuo, si è reso necessario indagare anche tutte le determinanti nella scelta di un immobile (Gomes et al., 2009).

Entrando nello specifico questo lavoro si approccia alla materia in questione attraverso la teoria del prezzo edonico, secondo cui un bene apparentemente omogeneo, come può essere nel nostro caso il bene immobile, in realtà altro non è che una sommatoria di tante caratteristiche facenti parte di mercati assestanti. In questo modo è possibile individuare l'impatto di ciascuna caratteristica intrinseca di un bene sul suo prezzo complessivo (Rosen, 1974).

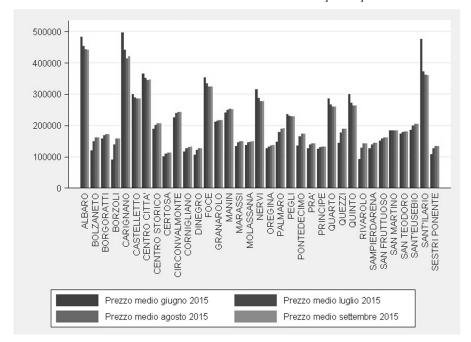
In un periodo di recessione, come quello attuale, il "vincolo di bilancio" degli individui è sempre più basso e assume sempre più importanza la scelta di un bene che massimizzi l'utilità per il consumatore. È però altresì vero che in un periodo di forte disagio economico alcune caratteristiche possono perdere la loro attrattività a favore di un maggiore beneficio in altre (McDonald et al., 2010).

Ho selezionato come campione la città metropolitana di Genova, in quanto presenta delle peculiarità di eterogeneità molto singolari. Genova infatti, a dispetto di molte altre grandi città, non si sviluppa in modo concentrico ma si estende e si sviluppa lungo la costa.

Il campione analizzato, costituito dalla reale offerta di immobili presente sul territorio del comune di Genova in un periodo monitorato per quattro mensilità successive, restituisce in media una panoramica completa delle quotazioni immobiliari lungo tutto il territorio considerato.

Come è infatti possibile constatare nel grafico sottostante che, come accennato, mostra i prezzi medi rilevati per singola zona nei quattro intervalli temporali analizzati, ci sono forti oscillazioni di prezzo non solo tra centro e periferia ma anche tra zone confinanti.

Se infatti è possibile constatare come esista una forte omogeneità di valutazione nelle zone di periferia, seppur geograficamente variamente distribuite, ciò non è possibile nelle zone dell'hinterland, dove c'è eterogeneità nelle quotazioni degli immobili tutto sommato simili per quanto concerne le caratteristiche esogene. Si veda ad esempio il forte divario intercorrente tra le zone di Di Negro e Castelletto o tra Castelletto e Oregina.



Tab. 1 – Andamento delle valutazioni immobiliari a Genova nei quattro periodi analizzati

In un contesto come quello genovese è particolarmente discriminante l'indicazione della geolocalizzazione dell'unità abitativa. Il caratteristico sviluppo costiero della città metropolitana infatti mostra zone turistiche confinanti con zone suburbane o industriali, con variazioni in termini di valutazione del prezzo degli immobili; questo perché zone seppur limitrofe presentano caratteristiche demografiche e di accesso alle "public utilities" molto differenti, che vanno a turbare l'andamento delle quotazioni tra una zona ed un'altra.

Quello che invece ha rilevato in questo lavoro non è solo la collocazione dell'immobile, genericamente a livello di zona, bensì la sommatoria di tutte quelle caratteristiche che compongono il bene stesso.

Nella tabella sovrastante è quindi possibile valutare gli andamenti degli immobili nei diversi quartieri a livello generico, ma attraverso le regressioni proposte in questo lavoro è stato possibile indagare un livello di dettaglio più elevato.

Il lavoro si articola nel modo seguente:

 nella Sezione 2 viene illustrato il metodo del prezzo edonico e la sua applicazione al *real estate* attraverso i principali contributi riscontrabili in letteratura;

- nella Sezione 3 si descrive la funzione utilizzata, in tutte le sue variati, per la stima regressiva;
- nella Sezione 4 si focalizzerà l'attenzione sul dataset considerato;
- nella Sezione 5 si andranno ad analizzare e commentare i risultati ot-
- la Sezione 6 è dedicata alle conclusioni.

2. Il metodo di prezzo edonico

Il metodo dei prezzi edonici (in inglese hedonic pricing method) è uno strumento utile per la stima del valore di mercato di determinati caratteri o servizi, ricavandone il prezzo di mercato dalla sommatoria dei beni che lo incorporano, isolando con tecniche di regressione il contributo che l'attributo d'interesse fornisce al prezzo osservato (Goodman, 1979, Epple, 1987 e Epple et al., 1993). Il metodo di prezzo edonico dunque in origine si sviluppa per la valutazione dei beni "senza mercato". Esistono infatti beni assai eterogenei e differenziati tali per cui una valutazione di tipo sommario è insufficiente, in quanto la presenza in essi di diverse caratteristiche produce differenti varietà del prodotto anche se il bene è di per sé commerciato in un solo mercato (Caglayan et al., 2011).

La teoria del prezzo edonico può essere essenzialmente suddivisa in tre filoni distinti:

- il modello caratteristico puro (PC), cui principali contributi vengono dai lavori di Epple (1987), Ellickson (1971), Epple, Filimon e Romer (1993);
- il modello di utilità casuale (RU, cui principali contributi provengono da Bayer, McMillan e Rueben (2004), McFadden (1978), Berry, Levinsohn e Pakes (1995);
- il modello della stratificazione calibrata (CS), cui principali contributi vengono dagli studiosi Ferreyra (2007) e Nechyba (1997, 1999 e

Ogni filone ha i suoi punti di debolezza ma ciascuno permette di analizzare in modo particolarmente dettagliato diverse informazioni (Epple, 1987; Smith et al., 2007; Ziets et al., 2008). Una conoscenza il più possibile completa di questa letteratura permette di ottenere informazioni su un mercato non ancora del tutto conosciuto. Tra i principali contributi troviamo lo studio di Yinger (2015), il quale ha assunto tutte le esternalità rilevanti per la scelta di un immobile come funzioni delle caratteristiche strutturali dello stesso; in questo modo i servizi vengono trattati come caratteristiche intrinseche all'unità immobiliare ma è altresì vero che permane l'importante limite di considerare dette "endoesternalità" come beni omogenei quando in realtà rappresentano mercati a se stanti tutt'altro che omologabili.

Secondo uno studio di Taylor (2003) il consumatore sceglie la varietà del bene che rappresenta la combinazione di caratteristiche più soddisfacente relativamente ai suoi bisogni e paga un corrispondente prezzo. Attraverso il differenziale di prezzo che il consumatore è disposto a pagare per un incremento marginale di ciascuna delle caratteristiche è possibile, attraverso una valutazione indiretta, catturare il valore delle caratteristiche chiave di un bene che, diversamente, non avrebbero mercato.

Il mercato surrogato più comunemente usato per la realizzazione di questa tecnica è il mercato immobiliare. In questo caso il prezzo edonico dipende dalle informazioni fornite dalle famiglie per le loro decisioni di compravendita nel mercato immobiliare.

Si presuppone infatti che la collocazione di un'unità immobiliare tenga, più o meno esplicitamente, conto anche delle caratteristiche intrinseche ed estrinseche dello stesso¹.

Secondo quanto afferma la teoria, se una categoria contiene una varietà sufficientemente ampia di prodotti con differenti combinazioni di caratteristiche, è possibile stimare la relazione tra il prezzo implicito e la quantità di ciascuna caratteristica contenuta: tale relazione è la funzione di prezzo edonico. La derivata parziale della funzione di prezzo edonico rispetto ad una caratteristica permette di osservare il valore del prezzo implicito di tale caratteristica, cioè la quantità di denaro addizionale che è necessaria per acquistare un'unità di bene contenente una maggiore quantità della specifica caratteristica.

Sia Y una categoria di prodotto. Qualunque modello y_i di Y può essere completamente descritto attraverso il vettore delle sue caratteristiche:

$$Q = q_1, \dots, q_j, \dots, q_n$$
 come
$$y_i = y_i \big(q_{i1}, \dots, q_{ij}, \dots, q_{in} \big)$$

dove q_{ij} è la quantità della caratteristica j fornita dal modello y_i del bene Y.

¹ Rosen (1974) sviluppa le basi teoriche del prezzo edonico nel contesto dei mercati competitivi.

Freeman (2003) teorizza che la funzione di prezzo edonico, con la quale è possibile valutare il prezzo di Y come funzione delle sue caratteristiche, ossia:

$$p_y = p_y \big(q_{i1}, \ldots, q_{ij}, \ldots, q_{in} \big)$$

Analizzando la teoria del prezzo edonico nei mercati competitivi così come è stata teorizzata da Rosen nel 1974, l'individuo che acquista il modello y_i di un'unità di bene Y nell'unità di tempo può essere rappresentata da:

$$u = u(X, Q)$$

dove X rappresenta il livello di consumo del bene numerario e Q il livello delle caratteristiche fornito dal modello y_i , quindi:

$$u = u(M - p_{yi}, q_{i1}, ..., q_{ij}, ..., q_{in})$$

Per massimizzare la propria utilità, dato il vincolo di bilancio

$$M - p_{vi} - X = 0$$

l'individuo sceglierà il livello della specifica caratteristica q_i che soddisfa le condizioni di primo ordine:

$$\left(\frac{\partial u}{\partial u}_{\partial X}\right) = \frac{\partial p_{y}}{\partial q_{j}}$$

ossia, la disponibilità marginale a pagare per q_i (in termini di saggio marginale di sostituzione) deve eguagliare proprio il prezzo marginale, cioè il costo per l'acquisto di un'unità aggiuntiva di q_i , con tutte le variabili costanti.

Dalla funzione di utilità si ricava la curva di indifferenza dell'individuo per la caratteristica q_i , che esprime il prezzo massimo che l'individuo è disposto a pagare per un modello come funzione di q_i , ad utilità e reddito costanti:

$$B_j = B_j (M - p_{yi}, q_j, Q^*, u^*)$$

dove Q^* rappresenta la scelta ottimale di tutte le altre caratteristiche e u^* la soluzione del problema di massimizzazione dell'utilità.

2.1. L'applicazione del modello del prezzo edonico al real estate

Come accennato, una buona parte della ricerca relativa a domanda e offerta di caratteristiche ha riguardato il mercato immobiliare: la casa, come teorizzato da Palmquist (1984), rappresenta un classico esempio di bene differenziato.

Viene definito mercato immobiliare un'area geografica all'interno della quale si trovano una molteplicità di beni immobili con caratteristiche, per lo più intrinseche, differenti.

In relazione al bene "abitazione", l'utilità di un individuo si assume funzione del consumo del bene composito X, del vettore delle caratteristiche strutturali della casa S (ampiezza, numero di stanze, età, tipo di costruzione, etc.) e del vettore di caratteristiche relative al quartiere in cui l'unità abitativa è collocata N².

Le ipotesi alla base di questo modello sono che l'individuo che acquista un immobile sia dotato di una completa gamma di informazioni e che sia libero nella scelta d'acquisto su qualsiasi delle aree considerate all'interno di un campione. Ciascuna abitazione, in sintesi, rappresenta una determinata combinazione delle caratteristiche desiderate.

Assumendo inoltre che il mercato delle abitazioni sia in equilibrio, combinando quello che è il prezzo offerto sul mercato con quelle che sono le caratteristiche richieste dalla domanda di immobili, traiamo informazioni sul valore che l'individuo attribuisce ad ogni singola caratteristica.

Da queste assunzioni, il prezzo di mercato della j-esima abitazione può essere interpretato come funzione delle sue caratteristiche strutturali e contestuali:

$$R_{hj} = R_h(S_j, N_j)$$

² Una vasta letteratura negli anni si è soffermata sullo studio delle caratteristiche contestuali di un quartiere, in termini di presenza e qualità di istituti scolastici, livello di criminalità, accessibilità a parchi, negozi, luoghi di lavoro, etc. In questo studio noi individueremo il quartiere e, solo indirettamente i fattori a loro volta interni al concetto di collocazione verranno considerati. Alcuni di questi contributi sono quelli di Caliman et al. (2011), Capozza et al. (2004) e Jacobsen et al. (1970).

Tale relazione rappresenta la funzione di prezzo edonico nel caso del mercato immobiliare e può essere lineare nelle caratteristiche se esiste per l'individuo la possibilità di ricombinarle liberamente³.

L'individuo essenzialmente fronteggia in un mercato competitivo un insieme di combinazioni caratteristiche (e relativi prezzi impliciti) e, al fine di massimizzare la propria utilità, sceglie la combinazione che gli garantisca l'uguaglianza tra la propria disponibilità a pagare marginale ed il prezzo implicito marginale della caratteristica oggetto di scelta.

Il prezzo di domanda dell'individuo per la caratteristica q, ossia la disponibilità a pagare marginale, può dipendere non solo dal livello di q ma anche, se esistono relazioni di sostituzione o complementarietà tra le caratteristiche, dal livello e dal prezzo implicito delle altre caratteristiche.

Il livello di analisi si complica se si considera che cambiamenti nel livello di q possono determinare cambiamenti nel livello anche delle altre caratteristiche modificando la stessa funzione di prezzo edonico (Freeman, 2003).

3. La funzione stimata

Obiettivo dell'analisi di prezzo edonico è quello di stimare l'insieme dei prezzi di equilibrio p_{ν} che si realizzano sul mercato come funzione delle caratteristiche del prodotto (unità abitative, nel caso del mercato immobiliare).

La variabile dipendente è, dunque, il prezzo di vendita e nel caso delle unità immobiliari esso può essere interpretato come il valore scontato al presente del flusso delle rendite annuali attese.

Nella scelta della variabile dipendente è necessario tenere però in considerazione che il prezzo di vendita potrebbe incorporare aspettative circa eventuali miglioramenti o peggioramenti nelle caratteristiche⁴.

³ Qualora la funzione non fosse lineare, il prezzo implicito varierebbe a seconda del livello di partenza della caratteristica, ed in alcuni casi, anche in funzione del livello delle altre caratteristiche. Questo creerebbe delle distorsioni in sede di stima econometrica ma il campione analizzato in questo studio è compatibile con l'applicazione di una funzione lineare.

⁴ Questo tipo di aspettative internalizzate al prezzo di vendita si riferisce prevalentemente a caratteristiche di tipo ambientale (Epple et al., 1998) e viene individuata in sede di stima nel valore dell'errore ε. Un altro aspetto da tenere in considerazione - ma solo nel caso in cui il dataset sia di tipo dinamico nel tempo - è legato al fatto che la dimensione temporale della variabile dipendente è diversa rispetto a quella delle variazioni del benessere, solitamente espresse in base annuale. Lo studio qui proposto come esporremo in seguito è di tipo statico, o in gergo tecnico cross-section quindi non risente di questo tipo di problematica.

La migliore fonte di dati è senza dubbio rappresentato dalle transazioni sul mercato reale, rispetto ad alcune alternative proposte ed esplorate in letteratura quali, ad esempio, i dati del censimento o le stime effettuate da esperti.

È infatti solo in un mercato di equilibrio che si ha la garanzia che tutti i possibili guadagni siano stati ottenuti. Nella realtà tuttavia domanda e offerta agiscono sul mercato ignorando le rispettive controparti (Freeman, 2003).

Tutte le caratteristiche che determinano il prezzo del bene immobile nel suo complesso sono da considerarsi potenziali regressori della funzione di prezzo edonico.

Le caratteristiche, come teorizzato da Taylor (2003) ed accennato in precedenza, sono essenzialmente riconducibili a due principali gruppi: caratteristiche della casa e dell'appezzamento sul quale essa insiste e caratteristiche del quartiere, quali qualità delle scuole, il livello di criminalità, la qualità dell'ambiente, etc.

La forma funzionale lineare è quella più idonea per la funzione edonica se il prezzo implicito totale del prodotto risulti semplicemente dalla somma dei prezzi impliciti delle caratteristiche costituenti:

$$P = \alpha_0 \sum_{i=1}^{h} \beta_i H_i + \sum_{j=1}^{n} \beta_j N_j + \varepsilon$$

dove P è il prezzo della proprietà, H l'insieme delle caratteristiche strutturali e N l'insieme delle caratteristiche del quartiere. Tra i sostenitori di questo filone di letterature troviamo Rosen (1974).

Un altro filone di letteratura però ritiene sia riduttivo e molto forzato assumere la linearità delle funzioni di utilità degli individui. Goodman (1978) ad esempio ha utilizzato una particolare trasformazione Box-Cox della variabile dipendente:

$$P_h^{(\lambda)} = \frac{P_h^{(\lambda)} - 1}{\lambda}$$

secondo cui per λ uguale a 1 la forma si riconduce a lineare mentre per λ tendente a 0 la forma è quella logaritmica.

Partendo da un'applicazione del primo filone letterario da parte di Çağlayan (2013), questo studio vuole mettere in relazione le due diverse stime OLS nonché stimare entrambe le metodologie attraverso l'inserimento di variabili strumentali all'interno del modello.

4. Il Dataset

Il dataset di questo studio, specificamente creato per l'analisi empirica di questo lavoro, è di tipo cross-section, ed è stato ottenuto dalla raccolta complessiva dell'offerta immobiliare⁵ dell'area genovese, dove sono state incluse le sole unità immobiliari residenziali (sono quindi in sintesi stati esclusi uffici e capannoni).

Solo sette outliers, che individuavano unità abitative di estensione superiore ai 350 mq⁶, sono stati esclusi dalla stima al fine di evitare la distorsione degli ouput stimati. Il dataset complessivamente conta dunque 1.174 osservazioni, suddivise in 25 aree geografiche del comune di Genova e monitorate per quattro periodi mensili (da giugno 2015 a settembre 2015). Si è reso necessario un campione di questa dimensione non solo per una maggiore significatività dei risultati ed aderenza alla realtà, ma anche in ragione dell'inserimento, di cui parleremo più avanti, di variabili di tipo binario (le cosiddette dummy variable).

Ad oggi infatti la letteratura non è in grado di fornire una soluzione alternativa ed idonea applicabile a questo contesto, come afferma lo stesso Taylor (2003).

In appendice⁷ è possibile consultare la lista delle variabili esplicative considerate in uesto studio. Il valore del prezzo dell'unità immobiliare, sia esso in suo valore assoluto o in funzione logaritmica, viene regredito per dodici elementi caratterizzanti l'abitazione.

Si differenzia tra variabili strettamente caratteristiche dell'immobile (quali ad esempio il numero di stanze o il numero di bagni) e variabili relative allo stabile all'interno del quale l'unità immobiliare è inserito (quali il piano, la presenza/assenza dell'ascensore).

⁵ In particolare i dati sono stati raccolti dal periodico settimanale "Attico" e suo relativo website www.attico.it che contiene tutte le informazioni monitorato nel mese di luglio 2015. Questo studio ha utilizzato il prezzo offerto dagli intermediatori come proxy della variabile dipendente. Alla base di questa scelta c'è la figura del mediatore che ha interesse a far incontrare domanda e offerta e ne conosce le informazioni significative (disponibilità a pagare/ven-

⁶ Un rilevante problema di stima quando si ricorre ai prezzi di vendita sul mercato, a dispetto di quanto invece accade in caso di dati notarili o relativi alle tasse sulla proprietà, è la possibile selezione distorta nel campione (sample selection bias). È infatti probabile che alcune proprietà con alcune specifiche caratteristiche non osservabili o - come in questo studio specifico- o drasticamente lontane dalla media campionaria, non siano collocate sul mercato o, se collocate, rappresentino "outliers", ossia osservazioni fuori campioni.

⁷ APP.1.

Le variabili NSTANZE e NBAGNI, inoltre, vanno a catturare un'informazione circa l'utilità del consumatore collegata al numero dei locali (specialmente con riferimento al numero dei componenti del nucleo famigliare)⁸.

Di particolare interesse è, come discusso in precedenza, la variabile "ZONA1" ottenuta attraverso una "clusterizzazione" del campione, ossia un'agglomerazione geografica di unità abitative interconnesse per accesso a servizi pubblici e contesto sociale di riferimento. In questo studio è l'unica variabile inserita che fa riferimento alle caratteristiche esogene dell'immobile. A differenza di Çağlayan (2013) che inserisce la variabile "Scenery", l'inserimento di una variabile contestuale come "ZONA1" conferisce un'informazione più completa. Tra i risultati di maggiore impatto nelle diverse regressioni, troviamo che la presenza/assenza di un ascensore non ha alcun impatto sul prezzo di acquisto di una proprietà. In una fase preliminare di questo lavoro ho perciò ipotizzato che la non significatività della presenza dell'ascensore in uno stabile potesse essere distorta da un campione ad ampia prevalenza di immobili situati in piani per lo più bassi. È stata allora inserita una variabile appositamente creata, la variabile COMODO, che mette in relazione la presenza/assenza di un ascensore con il piano in cui si trova ciascun immobile. In questo modo si scongiura una distorsione legata alle peculiarità del campione in quanto viene pesata l'incidenza della variabile ASCENSORE in relazione all'effettiva necessità dello stesso¹⁰.

5. I risultati empirici

Un indice di prezzo edonico è qualsiasi indice di prezzo basato su una funzione edonica. Una funzione edonica identifica un certo numero di attri-

⁸ Queste variabili non tengono in considerazione i metri quadrati dei singoli locali in quanto questa informazione di per sé è già fornita dalla variabile MQ. Queste variabili hanno la sola funzione di individuare il valore aggiunto di una stanza o di un bagno in più in relazione al metraggio complessivo dell'unità immobiliare.

⁹ Questa variabile, associabile alla vista di cui godono le finestre dell'unità abitative, è solo indirettamente una proxy di caratteristiche esogene che influiscono sul valore dell'immobile.

¹⁰ In questo lavoro la necessità dell'ascensore è stata connessa alle caratteristiche dell'immobile ipotizzando le necessità di un consumatore medio; in realtà ciascun consumatore può avvertire – e quindi pesare – l'incidenza della variabile ascensore in base alle proprie necessità che possono anche prescindere da quelli che sono in media le preferenze dei consumatori (ad esempio in presenza di un consumatore con disabilità motorie, anche un primo piano può rappresentare un'assoluta necessità della presenza di un ascensore nello stabile).

buti del bene finale che ne discriminano il prezzo complessivo finale. Il metodo dell'indice di prezzo basato sulle singole caratteristiche usa i coefficienti stimati di regressione per pesare il valore di ogni singola caratteristica in relazione al maggiore/minore impatto sul prezzo complessivo. Supponiamo che l'equazione di prezzo edonico sia valutata annualmente secondo questa formula:

$$P_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{k=1}^{K} \alpha_{1kt} c_{ikt} + u_{it}$$

L'interpretazione del valore di α caratteristico per ogni k è che esso è un valore preso come stima implicita del prezzo di ogni singola caratteristica. Partendo da questa formulazione è possibile applicare il metodo ai prezzi degli immobili combinando il peso di ogni caratteristica per la loro quantità o incidenza.

Come accennato in precedenza, il modello di prezzo edonico è un metodo per la stima del prezzo virtuale di ciascuna componente inscindibile del bene composito complessivo, e si basa sull'assunzione che ci sia una relazione tra il valore di una proprietà immobiliare e le sue caratteristiche maggiormente significative¹¹.

Il modello di prezzo edonico, così come teorizzato da Ekeland (2004) e Kuminoff (2013), si basa sull'assunzione che la massimizzazione dell'utilità dell'individuo nella scelta di un investimento in beni immobili, sia data dalla sommatoria delle quantità delle singole caratteristiche dello stesso che ottimizzano il livello di benessere all'interno del vincolo di bilancio¹². Il risultato del processo di ottimizzazione mette in relazione la variabile dipendente (il prezzo del bene composito) con le sue variabili esplicative (le caratteristiche fisiche, demografiche e geografiche). A tal proposito Bajari e Benkard (2005) mostrano che, in equilibrio, il prezzo di un prodotto differenziato può essere rappresentato come una funzione delle sue caratteristiche.

In sintesi attraverso la regressione edonica su un prezzo di equilibrio sul mercato, possiamo ottenere informazioni circa la quantità di denaro che ogni consumatore è disposto a destinare per singola caratteristica.

¹¹ A tal proposito si rimanda agli scritti di Lancaster (1966) e Rosen (1974).

¹² A prescindere da quelli che sono i desideri degli individui si massimizza l'utilità di un consumatore quando, all'interno del reddito spendibile, si massimizzano le quantità e qualità desiderate.

La letteratura empirica sulla teoria del prezzo edonico ha dedicato una forte attenzione su tutta una serie di problematiche al fine di far emergere la forma maggiormente funzionale e appropriata di stima per i dataset, siano essi statici o dinamici, arrivando a delineare gli OLS come i più ampiamente utilizzati¹³. Lo stimatore OLS è ottimo nella classe degli stimatori lineari non distorti (più comunemente definiti "unbiased") quando gli errori sono omoschedastici e tra loro non correlati. Il semplice modello OLS permette di ottenere risultati più significativi se si impone la "robustness" dello stimatore.

Una prima analisi dunque si ha dal rapporto di due diversi tipi di stimatore OLS, entrambi robusti: uno semplice e uno seguendo il metodo edonico, ossia esprimendo la variabile dipendente in forma logaritmica¹⁴. Nonostante in prima analisi il modello OLS semplice sembri performare meglio in quanto, osservando il valore assunto dall'R2, descrive il maggiore percentuale la variazione della variabile dipendente, notiamo che il valore realizzato della statistica F del modello OLS con il metodo edonico è più di tre volte superiore a quello del modello semplice. Un maggior valore realizzato della F statistic indica che il modello è più dettagliato e rende di maggior valore la significatività dei risultati. Come si è accennato in precedenza mantenendo la variabile dipendente nel suo valore reale, la sua significatività viene per lo più assorbita dalla superficie. Questo in parte è legato alla valutazione al metro quadrato ampiamente utilizzata e consolidata, ed in parte al fatto che in questi termini la superficie in parte assorbe altre delle caratteristiche regredite e quindi la stima OLS semplice di per sé non è preferibile. Per questo motivo, osservando gli output di regressione in Appendice, è possibile notare come molti dei regressori che nel semplice OLS risultavano non significativi in realtà acquisiscono significatività con l'applicazione del metodo edonico e questo è dovuto al fatto che, prendendo il prezzo delle abitazioni in forma logaritmica, si libera la variabile MQ di tutto quello che non attiene la mera dimensione dell'unità abitativa.

¹³ Come accennato in precedenza gli stimatori OLS vengono tutt'ora considerati i migliori non per assenza di criticità intrinseche ma per l'assenza di altre tipologie capaci di ridurne le criticità. Gli stimatori OLS sono infatti consistenti solo quando i regressori sono di tipo esogeno e non c'è perfetta multicollinearità. Per il mercato immobiliare possono essere considerati tali -nonostante a livello teorico i regressori siano componenti del prezzo del bene complessivo che è la variabile dipendente – grazie ai principi alla base della teoria del prezzo edonico che formalizza le componenti come fossero beni di mercati distinti.

¹⁴ In APP.1 e APP.3 presenti in appendice è possibile osservare gli output di regressione.

In ogni caso la comparazione permette ancora una volta di consolidare la capacità del metodo edonico di descrivere in maniera più efficace questa tipologia di mercato.

Ho ritenuto poi opportuno effettuare un'altra tipologia di stima per ovviare al problema riscontrato in letteratura dei limiti del modello OLS: utilizzare il metodo delle variabili strumentali (IV).

In un modello di tipo lineare, infatti, il metodo delle variabili strumentali permette di ottenere stime consistenti dei parametri anche laddove, a causa dell'endogeneità dei regressori, il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS) produce stime inconsistenti.

L'evidenza empirica avvalora quanto afferma la letteratura e, come possiamo osservare nella tabella riassuntiva sottostante¹⁵, entrambe le stime (quella semplice e quella edonica) risultano essere migliori rispetto alle equivalenti effettuate con il semplice modello OLS.

In sintesi, dopo aver constatato da un'analisi comparativa che il metodo edonico è migliore rispetto a quello standard e che la stima effettuata con l'utilizzo di variabili strumentali è migliore rispetto al semplice modello OLS, questa analisi identifica il modello OLS edonico applicato attraverso l'utilizzo del metodo delle variabili strumentale come il più efficiente e rappresentativo.

Tab. 2 – Confronto tra le varie modellistiche stimate in uno dei periodi temporali analizzati¹⁶

PERIODO 1	MODELLO 1 OLS	MODELLO 2 OLS ROBUSTO	MODELLO 3 OLS CON IV	MODELLO 4 OLS EDONICO ROBUSTO	MODELLO 5 OLS EDONICO CON IV
MQ	2404.5***	2404.5***	2404.5***	0.00736***	0.00736***
	(8.95)	(9.13)	(12.09)	(6.90)	(7.04)
NSTANZE	-6064.5	-6064.5	-6064.5	0.0648*	0.0648**
	(-0.94)	(-0.96)	(-1.20)	(2.61)	(2.66)
NBAGNI	29967.0**	29967.0***	29967.0***	0.0858*	0.0858*
	(3.59)	(3.66)	(3.68)	(2.50)	(2.55)
ZONA1	49522.6***	49522.6***	49522.6***	0.232***	0.232***
	(5.99)	(6.11)	(22.46)	(6.71)	(6.85)
RISTR1	23888.1***	23888.1***	23888.1***	0.125***	0.125***
	(9.77)	(9.96)	(7.15)	(7.85)	(8.00)
RISC1	3037.5	3037.5	3037.5	0.0534**	0.0534**
	(0.62)	(0.64)	(0.71)	(2.86)	(2.91)
PIANO1	-4627.5	-4627.5	-4627.5	-0.0394*	-0.0394*
	(-1.37)	(-1.40)	(-1.25)	(-2.30)	(-2.35)

¹⁵ Le singole stime possono essere consultate in appendice.

¹⁶ È possibile osservare le altre tabelle di sintesi nell'appendice APP.2 fino all'APP.6.

COMODO	2680.7	2680.7	2680.7	-0.0147	-0.0147
	(0.80)	(0.81)	(0.62)	(-1.03)	(-1.05)
PTOAUTOBOX	20506.6**	20506.6***	20506.6***	0.0672***	0.0672***
	(3.31)	(3.38)	(5.99)	(4.04)	(4.12)
BALCONE	17722.2***	17722.2***	17722.2***	0.109***	0.109***
	(4.16)	(4.24)	(5.88)	(6.08)	(6.20)
GIARDINO	27646.4*	27646.4**	27646.4**	0.163***	0.163***
	(2.71)	(2.76)	(2.96)	(3.61)	(3.68)
ASCENSORE	318.5	318.5	318.5	0.0501	0.0501
	(0.04)	(0.04)	(0.03)	(1.47)	(1.49)
_cons	-257305.3***	-257305.3***	-257305.3***	10.04***	10.04***
	(-8.11)	(-8.27)	(-15.03)	(109.10)	(111.26)
N	1172	1172	1172	1172	1172

t statistic in parenthesis *p<0.5 **p<0.01 *** p<0.001

Da un'analisi della tabella sovrastante possiamo osservare come, a livello di coefficienti, l'impatto più rilevante sia quello fornito dall'applicazione del prezzo edonico. Questo è legato al fatto che la stima "standard" del modello OLS, come indicato, è stata irrobustita in modo da restituire degli output maggiormente significativi¹⁷.

Il motivo per cui invece le stime robuste e le stime con variabili strumentali restituiscono coefficienti equivalenti è legato al fatto che sono entrambe condizioni di correzione dell'eteroschedasticità, tuttavia mentre la correzione di robustezza è effettuata a livello di modello, la correzione attraverso variabili strumentali viene operata a livello di singola variabile. Per questo motivo, al di là del risultato in questo caso equivalente, è preferibile ricorrere a variabili strumentali per una correzione più approfondita.

6. Discussione e conclusioni

Il settore immobiliare rappresenta un indicatore economico dello stile di vita e delle preferenze di un consumatore medio di un Paese. In particolare la cultura italiana è particolarmente orientata all'acquisto di immobili, siano essi ad uso personale o svolgano funzione di investimento, e per questo motivo la recente crisi finanziaria, con tutto quello che comporta, ha fortemente destabilizzato l'economia del Paese.

¹⁷ In assenza di tale assunzione molto probabilmente si sarebbe ottenuta una maggiore differenza anche tra modello OLS e modello OLS in cui vengono introdotte variabili strumentali. Una spiegazione a questo è sicuramente legata al fatto che sia il vincolo di "robustness" sia l'inserimento di variabili strumentali hanno lo scopo di correggere l'eteroschedasticità quando la varianza degli errori non è costante.

In questo lavoro si sono esaminati i prezzi delle abitazioni del mercato di Genova in relazione a quelle che sono le caratteristiche peculiari delle singole unità abitative.

L'approccio edonico fornisce una metodologia per identificare la struttura del prezzo degli immobili come funzione dei prezzi delle sue singole componenti come se facessero parte di mercati indipendenti. Partendo da questo tipo di assunzione i consumatori si trovano dunque a dover risolvere un problema di ottimizzazione, cercando di ottenere il mix di caratteristiche che meglio li soddisfano dato un certo livello di prezzo complessivo (legato a quanto i consumatori sono disposti a pagare per il bene composito).

Il risultato non significativo della variabile COMODO in tutti i modelli analizzati e nei diversi periodi analizzati suggerisce un sostanziale cambiamento nelle preferenze dei consumatori. Se infatti prima della crisi i comfort rappresentano un fattore di prestigio ricercato e fortemente richiesto dal mercato, in seguito, come si evince dalla letteratura, il vincolo di bilancio si è andato drasticamente abbassando. I consumatori in un'ottica di austerity dimostrano di mostrare forte interesse per il numero di bagni o la presenza di posto auto coperto o scoperto o box privato¹⁸.

Quello che rende ancora più interessante questo risultato è legato alle caratteristiche demografiche della città di Genova: l'età media della popolazione genovese è sensibilmente più alta rispetto al resto d'Italia e quindi il risultato è ancora più interessante e probabilmente sintomatico della recessione, che influenza le scelte dei consumatori i quali, avendo vincoli di prezzo più stringenti, sono meno propensi a caratteristiche di comfort.

In questo contesto un consumatore potrebbe preferire un mix di caratteristiche migliore a livello strettamente intrinseco nella prospettiva di speculazione in sede di vendita in un periodo di ripresa economica. Prendendo ad esempio la variabile ASCENSORE dunque, è possibile che un consumatore acquisti un immobile ad un piano alto senza ascensore rispettivamente o nell'ipotesi che venga introdotto in futuro (fattore che ne aumenterebbe considerevolmente il prezzo nell'ipotesi di rivendita) o, a parità di prezzo, per aumentare la quantità di un'altra caratteristica (cui caso più classico è quello di una stanza o un bagno in più). Questo è un segnale molto forte che aprirebbe spunto per ulteriori approfondimenti collegati all'incidenza delle spese di amministrazioni o l'impatto della tassazione sugli immobili come possibili

¹⁸ Il posto auto è una variabile fortemente rilevante nell'hinterland in relazione all'estesa area blu a pagamento che, per coloro i quali sono sprovvisti di un posto auto privato, prevede il pagamento di una quota annuale seppur ridotta per i residenti. Il numero di bagni è altresì molto rilevante in quanto è un altro fattore fortemente indicativo del numero di residenti nella stessa unità famigliare.

fattori che influenzano la scelta di un immobile "più scomodo" rispetto ad un altro, sia esso inteso come in una zona periferica anziché centrale o come immobile situato ad un piano medio/alto senza ascensore.

La modellistica edonica ha restituito output pienamente rappresentativi: ciò nonostante uno dei punti di debolezza di questo lavoro è legato al campione di tipo cross section. Una futura evoluzione con un campione panel data permetterebbe una stima dinamica capace non solo di fotografare le preferenze di consumo in un periodo storico ma anche di monitorare le fluttuazioni delle quotazioni nel tempo in relazione alla variazione delle preferenze della domanda. Questa evoluzione risulta comunque ad oggi di difficile realizzazione perché uno dei punti di forza di questo lavoro sta proprio nel dataset costruito da una raccolta capillare dei dati sull'offerta di mercato dai principali canali di offerta immobiliare.

Appendice

APP. 1 – Lista delle variabili esplicative all'interno del modello

Variabile	Descrizione
PREZZOn	Prezzo di vendita dell'unità abitativa i-esima al tempo n
InPREZZOn	Prezzo di vendita espresso in forma logaritmica al tempo n
MQ	Perimetro dell'area, espresso in metri quadrati, dell'unità abitativa
NSTANZE	Numero di stanze
NBAGNI	Numero di bagni
ZONA1	Quartiere in cui si trova l'unità abitativa
RISTR1	Stato di manutenzione dell'immobile: assume valore 2 se l'immobile è nuovo o è stato ristrutturato di recente, 1 se l'immobile è in buone condizioni, 0 se l'immobile richiede una ristrutturazione radicata.
RISC1	Tipologia di impianto di riscaldamento: assume valore 1 se lo stabile è dotato di un impianto centralizzato di riscaldamento, 0 se l'unità abitativa è dotata di un impianto di riscaldamento autonomo.
PIANO1	Livello in cui si trova l'unità immobiliare, assume valore 0 se l'immobile è situato al piano terra o al primo piano, 1 se l'immobile è situato ad un piano intermedio, 2 se l'unità immobiliare è un attico o è comunque situata ad un piano alto (superiore al terzo).
ASCENSORE	Presenza di un ascensore nello stabile, assume valore 1 in presenza di ascensore , diversamente 0.
COMODO	Viene costruita combinando le variabili ASCENSORE e COMODO, e valuta il livello di comfort della presenza di un ascensore in relazione alla collocazione (in termini di piano) dell'unità .
PTOAUTOBOX	Parcheggio, assume valore 0 se non c'è presenza di parcheggio assegnato o private, 1 se c'è disponibilità di un parcheggio condominiale, 2 in presenza di un posto auto privato o di un parcheggio condominiale specificatamente assegnato, 3 se l'unità immobiliare dispone di un box.
BALCONE	Presenza di uno spazio esterno, assume valore 2 se ci sono più di un balcone o un terrazzo, 1 se l'immobile è dotato di un balcone , altrimenti assume valore pari a zero.
GIARDINO	Spazio esterno (giardino), assume valore 1 se l'immobile è dotato di giardino, altrimenti 0.

APP. 2 – Modello OLS

			giu	-15			lug-15						
					R-square						R-square		
PREZZO	Coef.	Robust Std. Error		t P> t	[95% Co	nf. Interval]	Coef.	Robust Sto		t P> t	[95%Conf.Interval]		
MQ	2404,54	200,0406	12,0	2 0,000		2797,019	2600,757	152,902	3 17,0		2300,761	2900,753	
NSTANZE	-6064,51	5085,359	-1,1	9 0,233	-16042,05	3913,031	-12542,33	3781,10	4 -3,3	2 0,001	-19960,91	-5123,758	
NBAGNI	29967,04	8182,516	3,6	6 0,000	13912,84	46021,25	35213,77	6247,07	8 5,6	4 0,000	22956,92	47470,62	
ZONA1	49522,55	2217,167	22,3	4 0,000	45172,44	53872,66	35293,88	1683,72		6 0,000	31990,4	38597,36	
RISTR1	23888,14	3360,256	7,1	1 0,000	17295,28	30481,01	22263,52	2801,7	6 7,9	5 0,000	16766,43	27760,61	
RISC1	3037,549	4319,161	0,7	0 0,482	-5436,70	11511,8	-963,3326	3451,4	4 -0,2	8 0,780	-7735,103	5808,438	
PIANO1	-4627,506	3734,897	-1,2	4 0,216	-11955,42	2700,41	-7184,009	2648,4	8 -2,7	1 0,007	-12380,36	-1987,658	
COMODO	2680,714	4333,094	0,6	2 0,536	-5820,872	11182,3	-3402,536	3078,27	4 -1,1	1 0,269	-9442,149	2637,078	
PTOAUTOBOX	20506,6	3445,443	5,9	5 0,000	13746,6	27266,61	22236,87	2656,05	1 8,3	7 0,000	17025,66	27448,07	
BALCONE	17722,25	3033,408	5,8	4 0,000	11770,66	23673,83	15033,87	2285,77	5 6,5	8 0,000	10549,15	19518,59	
GIARDINO	27646,41	9396,645	2,9	4 0,003	9210,07	46082,74	33169,1	8273,21	4 4,0	1 0,000	16936,94	49401,25	
ASCENSORE	040 5040	10456,3	0.0	3 0,976	-20196,9	20833,91	12812,16	7066,23	9 1,8	1 0,070	-1051,887	26676,22	
ASCENSONE	318,5046	10-100,0											
_cons	-257305,3				-291077,7	-223532,8	-215209,2	14922,8		2 0,000	-244488	-185930,4	
		17213,16	-14,9 ago	-15	F(12, 1159 Prob > I R-squared) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878	-215209,2	14922,8		-15	Number of F(12, 1159 Prob > R-square	9) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7878	
		17213,16	-14,9 ago	-15	F(12, 1159 Prob > I R-squared) = 142.74 = = 0.0000	-215209,2			-15	Number of F(12, 1159 Prob > R-square	obs = 1172 9) = 149.11 F = 0.0000	
_cons		17213,16	-14,9 ago of obs	-15 = 1172	F(12, 1159 Prob > I R-squared Root MS) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682	-215209,2	14922,8 Robust Std. Err.		-15	Number of (F(12, 115) Prob > R-square Root MS	bbs = 1172 9) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7878 SE = 64658	
_cons	-257305,3 Coef.	Number Robust Std. Err.	ago of obs	-15 = 1172 P> t	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682	Coef.	Robust Std. Err.	sei	-15 P> t	Number of F(12, 1159 Prob > R-square Root MS	bbs = 1172 3) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7878 SE = 64658	
_cons PREZZO MQ	-257305,3 Coef.	Number Robust Std. Err. 157,7481	-14,9 ago of obs	-15 = 1172 P> t 0,000	F(12, 1159 Prob > I R-squared Root MS [95% Cor 2336,631) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682	Coef.	Robust Std. Err. 157,7113	t 16,91	-15	Number of (F(12, 115) Prob > R-square Root MS	obs = 1172 b) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7878 EE = 64658 onf. Interval	
_cons PREZZO MQ NSTANZE	-257305,3 	Number Robust Std. Err. 157,7481	-14,9 ago of obs t 16,77 -3,68	-15 = 1172 P> t 0,000	F(12, 1159 Prob > I R-squared Root MS [95% Cor 2336,631) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 df. Interval]	Coef. 2667,446	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173	t 16,91 -3,81	P> t 0,0000	Number of F(12, 1150 Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015	obs = 1172 b) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7878 E = 64658 of. Interval	
	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49	Number Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525	-14,9 ago of obs t 16,77 -3,68	P> t 0,000 0,000 0,000	F(12, 1159 Prob > I R-squared Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 ff. Interval] 2955,638	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173	t 16,91 -3,81 5,53	P> t 0,0000 0,0000	Number of F(12, 115; Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15	obs = 1172 a) = 149.11 b) = 149.11 c) = 0.0000 c) = 0.7878 c) = 64658 c) = 64658 d) = 17220,983 d) = 17220,983 d) = 19389,82	
_cons PREZZO MQ NSTANZE NBAGNI	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49 30168,78	Number Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525	-14,9 ago of obs t 16,77 -3,68 5,60 16,60	P> t 0,000 0,000 0,000	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12 24059,44) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 if. Interval] 2955,638 -6698,424 49987,54	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173 6592,811 1830,509	t 16,91 -3,81 5,53 16,42	P> t 0,0000 0,0000 0,0000	Number of F(12, 115t Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15 23519,46	bbs = 1172 b) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7878 E = 64658 of. Interval 2976,878 -7220,983	
_cons PREZZO MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49 30168,78	Number Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525 1817,248	ago of obs t 16,77 -3,68 5,60 16,60 6,90	P> t 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12 24059,44 26603,31 15139,83) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 if. Interval] 2955,638 -6698,424 49987,54 33734,24 27179,4	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64 30049,55	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173 6592,811 1830,509 3040,555	t 16,91 -3,81 5,53 16,42 6,95	P> t 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000	Number of F(12, 115t Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15 23519,46 26458,07	obs = 1172 a) = 149.11 b) = 149.11 c) = 0.0000 c) = 0.7876 c) E = 64658 nf. Interval 2976,878 -7220,983 49389,82 33641,04	
PREZZO MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1 RISTR1 RISC1	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49 30168,78 21159,61	Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525 1817,248 3068,166 3728,76	-14,9 ago of obs t 16,77 -3,68 5,60 16,60 6,90 -0,42	P> t 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,075	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12 24059,44 26603,31 15139,83 -8882,198) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 if. Interval] 2955,638 -6698,424 49987,54 33734,24 27179,4 5749,552	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64 30049,55 21119,66	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173 6592,811 1830,509 3040,555 3708,398	t 16,91 -3,81 5,53 16,42 6,95 -0,38	P> t 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000	Number of F(12, 1155 Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15 23519,46 26458,07 15154,05	bbs = 1172 9) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7876 E = 64656 of. Interval 2976,878 -7220,983 49389,82 33641,04 27085,27 5861,5	
PREZZO MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1 RISTR1 RISC1 PIANO1	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49 30168,78 21159,61 -1566,323	Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525 1817,248 3068,166 3728,76 2923,122	ago of obs t 16,77 -3,68 5,60 16,60 6,90 -0,42 -2,77	P> t 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,675 0,006	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12 24059,44 26603,31 15139,83 -8882,198) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 if. Interval] 2955,638 -6698,424 49987,54 33734,24 27179,4 5749,552 -2356,701	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64 30049,55 21119,66 -1414,426	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173 6592,811 1830,509 3040,555 3708,398	t 16,91 -3,81 5,53 16,42 6,95 -0,38 -2,71	P> t 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,7030	Number of, F(12, 1155, Prob > R-square, Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15 23519,46 26458,07 15154,05 -8690,351	bbs = 1172 9) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7876 E = 64656 of. Interval 2976,878 -7220,983 49389,82 33641,04 27085,27 5861,5	
PREZZO MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1 RISTR1 RISC1 PIANO1 COMODO	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49 30168,78 21159,61 -1566,323 -8091,905 -5802,873	Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525 1817,248 3068,166 3728,76 2923,122	ago of obs t 16,77 -3,68 5,60 16,60 6,90 -0,42 -2,77 -1,74	P> t 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,675 0,006	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12 24059,44 26603,31 15139,83 -8882,198 -13827,11) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 if. Interval] 2955,638 -6698,424 49987,54 33734,24 27179,4 5749,552 -2356,701	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64 30049,55 21119,66 -1414,426 -7967,135	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173 6592,811 1830,509 3040,555 3708,398 2936,099 3365,88	t 16,91 -3,81 5,53 16,42 6,95 -0,38 -2,71 -1,70	P> t 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,7030 0,0070 0,0900	Number of F(12, 1159 Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15 23519,46 26458,07 15154,05 -8690,351 -13727,8	obs = 1177 B) = 149.17 F = 0.0000 d = 0.7878 E = 64650 onf. Interval 2976,876 -7220,983 49389,82 33641,04 27085,27 5861,876 -2206,477	
PREZZO MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1 RISTR1 RISC1 PIANO1 COMODO PTOAUTOBOX	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49 30168,78 21159,61 -1566,323 -8091,905 -5802,873 23038,45	Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525 1817,248 3068,166 3728,76 2923,122 3338,101	-14,9 ago of obs t 16,77 -3,68 5,60 16,60 6,90 -0,42 -2,77 -1,74 8,43	P> t 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12 24059,44 26603,31 15139,83 -8882,198 -13827,11 -12352,27) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 if. Interval] 2955,638 -6698,424 49987,54 33734,24 27179,4 5749,552 -2356,701 746,5239	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64 30049,55 21119,66 -1414,426 -7967,135 -5714,429	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173 6592,811 1830,509 3040,555 3708,398 2936,099 3365,88 2697,688	t 16,91 -3,81 5,53 16,42 6,95 -0,38 -2,71 -1,70 8,40	P> t 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,7030 0,0070	Number of F(12, 115; Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15 23519,46 26458,07 15154,05 -8690,351 -13727,8 -12318,33	obs = 1177 b) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7878 E = 64650 onf. Interval 2976,876 -7220,983 49389,82 33641,04 27085,27 5861,8 -2206,477 889,41 27963,41	
PREZZO MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1 RISTR1 RISC1 PIANO1 COMODO PTOAUTOBOX BALCONE	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49 30168,78 21159,61 -1566,323 -8091,905 -5802,873 23038,45 14270,59	Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525 1817,248 3068,166 3728,76 2923,122 3338,101 2732,833	-14,9 ago of obs t 16,77 -3,68 5,60 16,60 6,90 -0,42 -2,77 -1,74 8,43 5,75	P> t 0,000	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12 24059,44 26603,31 15139,83 -8882,198 -13827,11 -12352,27 17676,6) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 if. Interval] 2955,638 -6698,424 49987,54 33734,24 27179,4 5749,552 -2356,701 746,5239 28400,31	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64 30049,55 21119,66 -1414,426 -7967,135 -5714,429 22670,51 14181,62	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173 6592,811 1830,509 3040,555 3708,398 2936,099 3365,88 2697,688	t 16,91 -3,81 5,53 16,42 6,95 -0,38 -2,71 -1,70 8,40 5,65	P> t 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,7030 0,0070 0,0900 0,0000	Number of 15 F(12, 115; Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15 23519,46 26458,07 15154,05 -8690,351 -13727,8 -12318,33 17377,61	obs = 1177 b) = 149.17 F = 0.000 d = 0.7878 E = 64656 of. Interval 2976,876 -7220,983 49389,82 33641,04 27085,27 5861,8 -2206,477 889,41	
_cons PREZZO MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1 RISTR1	Coef. 2646,135 -14352,27 37023,49 30168,78 21159,61 -1566,323 -8091,905 -5802,873 23038,45 14270,59 36580,84	Robust Std. Err. 157,7481 3901,019 6607,525 1817,248 3068,166 3728,76 2923,122 3338,101 2732,833 2483,555	-14,9 ago of obs t 16,77 -3,68 5,60 16,60 6,90 -0,42 -2,77 -1,74 8,43 5,75 4,05	P> t 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000 0,000	F(12, 1159 Prob > I R-squarer Root MS [95% Cor 2336,631 -22006,12 24059,44 26603,31 15139,83 -8882,198 -13827,11 -12352,27 17676,6 9397,826) = 142.74 = 0.0000 d = 0.7878 E = 64682 if. Interval] 2955,638 -6698,424 49987,54 33734,24 27179,4 5749,552 -2356,701 746,5239 28400,31 19143,36	Coef. 2667,446 -14904,57 36454,64 30049,55 21119,66 -1414,426 -7967,135 -5714,429 22670,51 14181,62 36222,7	Robust Std. Err. 157,7113 3916,173 6592,811 1830,509 3040,555 3708,398 2936,099 3365,88 2697,688 2511,076	t 16,91 -3,81 5,53 16,42 -0,38 -2,71 -1,70 8,40 5,65 4,01	P> t 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000 0,0000	Number of 15 F (12, 115) Prob > R-square Root MS [95% Co 2358,015 -22588,15 23519,46 26458,07 15154,05 -8690,351 -13727,8 -12318,33 17377,61 9254,858	obs = 1177 b) = 149.11 F = 0.0000 d = 0.7878 E = 64650 onf. Interval 2976,876 -7220,983 49389,82 33641,04 27085,21 5861,8 -2206,47 889,41 27963,41 19108,38	

APP. 3 – Modello OLS robusto

			giı	u-15					lug	_J -15		
				ı	Prob > R-square	bbs = 1172 34) = 58.35 F = 0.0000 d = 0.7674 SE = 71336	5 F(12, 34) = 56.99 0 Prob > F = 0.0000 4 R-squared = 0.8208					
PREZZO	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Co	nf. Interval]	Coef.	Robust Std.Err.	t	P> t	[95% Co	nf. Interval
MQ	2404,537				1858,454	2950.62	2600.757	215.9898			2161,813	
NSTANZE	,					7068,903						
NBAGNI	29967,04	8354,447	3,59	0,001	12988,77	46945,32	35213,77	6291,235	5,60	0,000	22428,44	47999,1
ZONA1	49522,55	8269,951	5,99	0,000	32715,99	66329,11	35293,88	6320,621			22448,84	48138,93
RISTR1	23888,14	2444,807	9,77	0,000	18919,7	28856,59	22263,52	2887,847	7,71	0,000	16394,71	28132,33
RISC1	3037,549	4864,661	0,62	0,537	-6848,632	12923,73	-963,3326	3549,634	-0,27	0,788	-8177,057	6250,392
PIANO1	-4627,506	3373,173	-1,37	0,179	-11482,62	2227,606	-7184,009	2713,718	-2,65	0,012	-12698,95	-1669,071
COMODO	2680,714	3355,576	0,80	0,430	-4138,636	9500,065	-3402,536	3082,035	-1,10	0,277	-9665,985	2860,913
PTOAUTOBOX	20506,6	6187,046	3,31	0,002	7933,013	33080,19	22236,87	4941,306	4,50	0,000	12194,92	32278,81
BALCONE	17722,25	4257,674	4,16	0,000	9069,611	26374,88	15033,87	3274,32	4,59	0,000	8379,649	21688,09
GIARDINO	27646,41	10212,98	2,71	0,011	6891,14	48401,67	33169,1	8098,256	4,10	0,000	16711,46	49626,73
ASCENSORE	318,5046	8627,562	0,04	0,971	-17214,81	17851,82	12812,16	7397,962	1,73	0,092	-2222,303	27846,63
_cons	-257305,3	31732,87	-8,11	0,000	-321794,2	-192816,3	-215209,2	30711,59	-7,01	0,000	-277622,7	-152795,8
			ag	o-15	Number of	ohs = 1172			se	t-15	Number of	ohs = 1172
					F(12, 3 Prob > R-square	34) = 46.67 F = 0.0000 ed = 0.7878 SE = 64682				,	F(12, 3 Prob > R-square	34) = 47.65 F = 0.0000 ed = 0.7878 SE = 64658
DDE770	Coof	Robust.		Ds.III	[OE0/ Ca	af laten all	Coof	Robust		D> III	IOE9/ C4	af latan al
PREZZO MO	Coef.			P> t	-	onf.Interval]		Std. Err.		P> t	-	onf.Interval
MQ NSTANZE	-14352,27					3041,151 -5211,275						
NBAGNI	,	7014,161		0,000		51277,98					22627,55	
ZONA1		5814,221		0,000			30049,55			0,000		41856,12
RISTR1		3376,895		0,000			21119,66			0,000		27983.95
RISC1	-1566,323		,	,	,	5027,128	,	,	,	,	,	,
PIANO1	-8091,905	,				-1645,508						-1536,364
	-5802,873					2073,425					,	,
		55,0,000				32815,07					13223,49	
COMODO		4810 746	4 / 9			0_0,01	,			5,500	. 5225, 15	02.11,02
COMODO PTOAUTOBOX	23038,45	,				21277 15	14181 62	3402 552	4 17	0.000	7266 804	21096 44
COMODO PTOAUTOBOX BALCONE	23038,45 14270,59	3447,695	4,14	0,000	7264,034	21277,15 53846.32					7266,804 18455.97	
COMODO PTOAUTOBOX	23038,45 14270,59 36580,84	3447,695	4,14 4,31	0,000	7264,034 19315,35	21277,15 53846,32 36908,84	36222,7	8742,418	4,14	0,000	7266,804 18455,97 -1515,975	53989,43

APP. 4 – Modello OLS con Instrumental Variables (IV)

			giu	-15					lug-	15			
		Num	ber of c	luster =	35 Number of		Number	of clusters (C	UARTII	ERE) = 3			
		centered) SS	= 7.34	, 359e+13	= 2.53568e+	R2 = 0.7674 R2 = 0.9197	Prob > F = 0.000 Total (centered) SS = 2.23904e+13 Centered R2 = 0.8208 Tot (uncentered) SS = 7.16683e+13 Uncentered R2 = 0.944						
		Robust		0.007.00			Robust Std.	u. 00		0 12 11001111	00012		
PREZZO1	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Co	Coef.	Err.	z	P> z	[95%Co	nf. Interval]		
MQ	2404,537	263,4823	9,13	0,000	1888,121	2920,953	2600,757	211,7882	12,28	0,000	2185,66	3015,855	
NSTANZE	-6064,51	6336,805	-0,96	0,339	-18484,42	6355,4	-12542,33	4885,915	-2,57	0,010	-22118,55	-2966,115	
NBAGNI	29967,04	8191,933	3,66	0,000	13911,15	46022,94	35213,77	6168,856	5,71	0,000	23123,04	47304,51	
ZONA1	49522,55	8109,081	6,11	0,000	33629,04	65416,06	35293,88	6197,67	5,69	0,000	23146,67	47441,09	
RISTR1	23888,14	2397,25	9,96	0,000	19189,62	28586,67	22263,52	2831,672	7,86	0,000	16713,54	27813,49	
RISC1	3037,549	4770,032	0,64	0,524	-6311,542	12386,64	-963,3326	3480,585	-0,28	0,782	-7785,155	5858,489	
PIANO1	-4627,506	3307,557	-1,40	0,162	-11110,2	1855,186	-7184,009	2660,929	-2,70	0,007	-12399,33	-1968,683	
COMODO	2680,714	3290,302	0,81	0,415	-3768,159	9129,588	-3402,536	3022,082	-1,13	0,260	-9325,708	2520,637	
PTOAUTOBOX	20506,6	6066,693	3,38	0,001	8616,103	32397,1	22236,87	4845,186	4,59	0,000	12740,48	31733,26	
BALCONE	17722,25	4174,852	4,24	0,000	9539,686	25904,8	15033,87	3210,627	4,68	0,000	8741,155	21326,58	
GIARDINO	27646,41	10014,31	2,76	0,006	8018,718	47274,09	33169,1	7940,726	4,18	0,000	17605,56	48732,63	
ASCENSORE	318,5046	8459,736	0,04	0,970	-16262,27	16899,28	12812,16	7254,055	1,77	0,077	-1405,521	27029,85	
_cons	-257305,3	31115,59	-8,27	0,000	-318290,7	-196319,8	-215209,2	30114,18	-7,15	0,000	-274231,9	-156186,5	
			O PTO		BAGNI ZONA IX BALCONE		Included instruments: MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1 RISTI O RISC1 PIANO1 COMODO PTOAUTOBOX BALCONE GIARD ASCENSORE						

			ago	-15					set-1	15				
	Total (cer	ntered) SS =	2.285	18e+13		1172 34) = 46.67 F = 0.0000 2 = 0.7878	Number of clusters (QUARTIERE) = 35 Number of obs = 11 F(12, 34) = 47. Prob > F = 0.06 Total (centered) SS = 2.28328e+13 Centered R2 = 0.78							
		Residual S	S = 4.8	4904e+	+12 Root MS		Tota				541e+12 Root MS			
PREZZO1	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Co	nf. Interval]	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95%Co	nf. Interval]		
MQ	2646,135	190,5933	13,88	0,000	2272,579	3019,691	2667446,000	1817806,0000	14,67	0,000	2311163,000	3023,73		
NSTANZE	-14352,27	4410,486	-3,25	0,001	-22996,67	-5707,881	-14904,57	4365,4	-3,41	0,001	-23460,59	-6348,539		
NBAGNI	37023,49	6877,719	5,38	0,000	23543,4	50503,57	36454,64	6671498,000	5,46	0,000	23378,74	49530,53		
ZONA1	30168,78	5701,121	5,29	0,000	18994,79	41342,77	30049,55	5696607,000	5,27	0,000	18884,41	41214,7		
RISTR1	21159,61	3311,206	6,39	0,000	14669,77	27649,46	21119,66	3311988,000	6,38	0,000	14628,28	27611,03		
RISC1	-1566,323	3181,307	-0,49	0,622	-7801,569	4668,923	-1414426,000	3161799,000	-0,45	0,655	-7611437,000	4782,586		
PIANO1	-8091,905	3110,354	-2,60	0,009	-14188,09	-1995,724	-7967135,000	3102814,000	-2,57	0,010	-14048,54	-1885,731		
COMODO	-5802,873	3800,274	-1,53	0,127	-13251,27	1645,526	-5714429,000	3832448,000	-1,49	0,136	-13225,89	1797,032		
PTOAUTOBOX	23038,45	4717,165	4,88	0,000	13792,98	32283,93	22670,51	4558136,000	4,97	0,000	13736,73	31604,29		
BALCONE	14270,59	3380,629	4,22	0,000	7644,681	20896,5	14181,62	3336365,000	4,25	0,000	7642468,000	20720,78		
GIARDINO	36580,84	8330,509	4,39	0,000	20253,34	52908,33	36222,7	8572358,000	4,23	0,000	19421,19	53024,21		
ASCENSORE	18094,91	9077,626	1,99	0,046	303,090	35886,73	17766,82	9303849,000	1,91	0,056	-4683928,0000	36002,03		
_cons	-197867,5	30187,42	-6,55	0,000	-257033,7	-138701,2	1,2 -197251,7 29306,0100 -6,73 0,000 -254690,5 -13							
			1 COM	IODO F	E NBAGNI Z PTOAUTOBO ENSORE		Included instruments: MQ NSTANZE NBAGNI ZONA1 RISTR1 RIS PIANO1 COMODO PTOAUTOBOX BALCONE GIARDINO ASCENSI							

APP. 5 – Modello OLS edonico robusto

			giu-1	15					lug-1	5		
					Number of F(12, 115 Prob > R-squar Root M	F				F(12, 115 Prob > R-squar	f obs = 1172 59) = 238.32 F = 0.0000 ed = 0.7674 SE = .27456	
InPREZZO	Coef.	Robust. Std. Err.	t	P> t	[95% C	Coef.	Robust. Std. Err.	t	P> t	[95% C	onf. Interval]	
MQ	0,0073637	0,0007621	9,66	0,000	0,0058683	0,008859	0,0080745	0,000754	10,71	0,000	0,0065952	0,0095538
NSTANZE	0,0648248	0,0197142	3,29	0,001	0,0261452	0,1035044	0,0451849	0,0180474	2,50	0,012	0,0097757	0,0805942
NBAGNI	0,0858071	0,0336332	2,55	0,011	0,0198184	0,1517958	0,1061338	0,0269158	3,94	0,000	0,0533247	0,158943
ZONA1	0,2320245	0,0090533	25,63	0,000	0,2142619	0,2497872	0,1626548	0,0076489	21,27	0,000	0,1476475	0,177662
RISTR1	0,1254598	0,0142541	8,80	0,000	0,0974932	0,1534265	0,1245154	0,0125387	9,93	0,000	0,0999142	0,1491166
RISC1	0,0534316	0,019342	2,76	0,006	0,0154823	0,0913808	0,0259635	0,0160569	1,62	0,106	-0,0055405	0,0574674
PIANO1	-0,0394034	0,0172934	-2,28	0,023	-0,0733332	-0,0054735	-0,0484816	0,0131174	-3,70	0,000	-0,0742182	-0,022745
COMODO	-0,0147087	0,0194414	-0,76	0,449	-0,052853	0,0234356	-0,0290068	0,0147391	-1,97	0,049	-0,0579251	-0,0000884
PTOAUTOBOX	0,0672214	0,0114815	5,85	0,000	0,0446945	0,0897482	0,0840423	0,0088588	9,49	0,000	0,0666612	0,1014234
BALCONE	0,1091040	0,0138007	7,91	0,000	0,0820268	0,1361812	0,0976612	0,0114599	8,52	0,000	0,0751768	0,1201456
GIARDINO	0,1625838	0,0340478	4,78	0,000	0,0957816	0,2293861	0,1718806	0,0299989	5,73	0,000	0,1130224	0,2307388
ASCENSORE	0,0500930	0,0470735	1,06	0,287	-0,0422659	0,1424519	0,0963711	0,0341535	2,82	0,005	0,0293614	0,1633807
_cons	10,04393	0,06652	150,99	0,000	9,913418	10,17444	10,2323600	0,0591328	173,04	0,000	10,11634	10,34838

			ago-15						set-1	5		
			ago io		F(12, 115 Prob > R-squar	f obs = 1172 59) = 189.54 > F = 0.0000 red = 0.7191 SE = .31036	Number of obs = ' F(12, 1159) = 18 Prob > F = 0.0 R-squared = 0.7					59) = 185.23 F = 0.0000 red = 0.7167
InPREZZO	Coef.	Robust Std. Err.	+ 1	P> t	[95%C	Coef.	Robust Std. Err.	+	P> t	195% C	onf. Interval	
MQ	0,0083056	0,0007962	10.43 0		•	0,0098677	0.0083708	0,0007989		0,000	0.0068032	
NSTANZE	0,040709	0,0195135	2.09 0		0,0024233		0.038482	0,0196321	-	0.050	-0,0000364	0,0770004
NBAGNI	0,1129494	0,0292677	3,86 0	,000	0,0555257		0,112412	0,0292634	3,84	0,000	0,0549969	0,1698272
ZONA1	0,1423608	0,0089322	15,94 0	,000	0,1248356	0,1598859	0,1414695	0,0089962	15,73	0,000	0,1238188	0,1591202
RISTR1	0,1230972	0,0139168	8,85 0	,000	0,0957922	0,1504021	0,1240022	0,0140163	8,85	0,000	0,0965021	0,1515023
RISC1	0,0225323	0,0181148	1,24 0	,214	-0,0130093	0,0580738	0,0235339	0,0182139	1,29	0,197	-0,012202	0,0592698
PIANO1	-0,0512303	0,0149745	-3,42 0	,001	-0,0806105	-0,0218502	-0,0510597	0,015102	-3,38	0,001	-0,08069	-0,0214293
COMODO	-0,0351866	0,0167294	-2,10 0	,036	-0,0680099	-0,0023634	-0,0357665	0,0168487	-2,12	0,034	-0,0688238	-0,0027092
PTOAUTOBOX	0,091132	0,0097923	9,31 0	,000	0,0719194	0,1103446	0,0907209	0,0098823	9,18	0,000	0,0713317	0,1101102
BALCONE	0,0939114	0,0127078	7,39 0	,000	0,0689785	0,1188442	0,0943854	0,0127642	7,39	0,000	0,069342	0,1194289
GIARDINO	0,172302	0,0355953	4,84 0	,000	0,1024635	0,2421405	0,1709652	0,0358533	4,77	0,000	0,1006205	0,2413098
ASCENSORE	0,1150679	0,0388338	2,96 0	,003	0,0388755	0,1912602	0,1149858	0,0391691	2,94	0,003	0,0381355	0,1918362
_cons	10,27055	0,0657131	156,29 0	,000	10,14162	10,39948	10,27021	0,0663431	154,80	0,000	10,14004	10,40037

APP. 6 – Modello OLS edonico con Instrumental Variables (IV)

			giu	-15					lug-1	5		
	Numbe	er of clusters	QUARTI	ERE) =	35 Number of F(12, Prob	F(12, 34) = 126.76						
		ncentered) S	S = 1697	71.823	766 Centered 4 Uncentered 589425 Root I	R2 = 0.9993		(centered) S entered) SS = Resid	= 170831	.6012 L		R2 = 0.9995
InPREZZO	Coef.	Robust. Std. Err.	z	P> z	[95% C	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	195% Co	nf. Interval]	
MQ	0,007364	0,0010461		0,000	0,0053134	0,0094139	0,0080745	0,0011376		0,000	0,005845	0,010304
NSTANZE	0,064825	0,0243986	2,66	0,008	0,0170045	0,1126451	0,0451849	0,0231245	1,95	0,051	-0,000138	0,090508
NBAGNI	0,085807	0,0336701	2,55	0,011	0,0198149	0,1517994	0,1061338	0,0282237	3,76	0,000	0,050816	0,161451
ZONA1	0,232025	0,0338822	6,85	0,000	0,1656165	0,2984325	0,1626548	0,0274472	5,93	0,000	0,108859	0,21645
RISTR1	0,125460	0,0156791	8,00	0,000	0,0947294	0,1561903	0,1245154	0,0115014	10,83	0,000	0,101973	0,147058
RISC1	0,053432	0,0183440	2,91	0,004	0,0174780	0,0893851	0,0259635	0,0144428	1,80	0,072	-0,002344	0,054271
PIANO1	-0,039403	0,0167882	-2,35	0,019	-0,0723076	-0,0064992	-0,0484816	0,0111025	-4,37	0,000	-0,070242	-0,026721
COMODO	-0,014709	0,0139468	-1,05	0,292	-0,0420440	0,0126266	-0,0290068	0,0142178	-2,04	0,041	-0,056873	-0,001140
PTOAUTOBOX	0,067221	0,0162974	4,12	0,000	0,0352791	0,0991636	0,0840423	0,0130985	6,42	0,000	0,058370	0,109715
BALCONE	0,109104	0,0175873	6,20	0,000	0,0746335	0,1435744	0,0976612	0,0179448	5,44	0,000	0,062490	0,132832
GIARDINO	0,162584	0,0441983	3,68	0,000	0,0759568	0,2492109	0,1718806	0,0364277	4,72	0,000	0,100484	0,243278
ASCENSORE	0,050093	0,0335269	1,49	0,135	-0,0156186	0,1158046	0,0963711	0,0341485	2,82	0,005	0,029441	0,163301
_cons	10,04393	0,0902711	111,26	0,000	9,867003	10,22086	10,23236	0,0862997	118,57	0,000	10,06322	10,4015
				UTOBO	BAGNI ZONA OX BALCONE							

			ago						set-				
	Number	of clusters (QUARTII	ERE) =	35 Number o	f obs = 1172 34) = 156.60	Number	of clusters (0	QUARTI	ERE) =	35 Number o		
						> F = 0.0000							
					93 Centered						241 Centered		
	l otal (un				Uncentered 67355 Root N	l otal (un				3 Uncentered 978731 Root N			
		Robust					Robust						
InPREZZO	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% C	onf. Interval]	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% C	onf. Interval]	
MQ	0,0083056	0,0011895	6,98	0,000	0,0059742	0,010637	0,0083708	0,0011813	7,09	0,000	0,0060555	0,0106861	
NSTANZE	0,040709	0,0237792	1,71	0,087	-0,0058974	0,0873155	0,038482	0,023747	1,62	0,105	-0,0080613	0,0850253	
NBAGNI	0,1129494	0,0331895	3,40	0,001	0,0478992	0,1779995	0,112412	0,033976	3,31	0,001	0,0458202	0,1790039	
ZONA1	0,1423608	0,0259436	5,49	0,000	0,0915123	0,1932092	0,1414695	0,0260045	5,44	0,000	0,0905017	0,1924373	
RISTR1	0,1230972	0,0125773	9,79	0,000	0,0984462	0,1477481	0,1240022	0,0126273	9,82	0,000	0,0992532	0,1487512	
RISC1	0,0225323	0,0164441	1,37	0,171	-0,0096976	0,0547622	0,0235339	0,0170111	1,38	0,167	-0,0098072	0,0568751	
PIANO1	-0,0512303	0,0132759	-3,86	0,000	-0,0772505	-0,0252101	-0,0510597	0,0134248	-3,80	0,000	-0,0773719	-0,0247474	
COMODO	-0,0351866	0,0192084	-1,83	0,067	-0,0728344	0,0024611	-0,0357665	0,0197267	-1,81	0,070	-0,0744301	0,0028971	
PTOAUTOBOX	0,091132	0,0132553	6,88	0,000	0,0651520	0,117112	0,0907209	0,0132984	6,82	0,000	0,0646565	0,1167854	
BALCONE	0,0939114	0,0216784	4,33	0,000	0,0514226	0,1364002	0,0943854	0,0221409	4,26	0,000	0,0509901	0,1377808	
GIARDINO	0,172302	0,0412171	4,18	0,000	0,0915181	0,2530859	0,1709652	0,0415438	4,12	0,000	0,0895408	0,2523895	
ASCENSORE	0,1150679	0,0487017	2,36	0,018	0,0196142	0,2105216	0,1149858	0,0506672	2,27	0,023	0,0156799	0,2142917	
_cons	10,27055	0,0918875	111,77	0,000	10,09045	10,45064	5064 10,27021 0,0912734 112,52 0,000 10,09132						
				UTOBO	BAGNI ZONA X BALCONE					UTOBO	BAGNI ZONA DX BALCONE		

Riferimenti bibliografici

- Abatecola, G., Caputo, A., Mari, M., Poggesi, S., *Real estate management: past, present, and future research directions*, «International Journal of Globalisation and Small Business», 5, 2013, n. 1/2, pp. 98-113.
- Abatecola, G., Cristofaro, M., Caratteristiche socio demografiche e competenze distinctive nella governance dei player immobiliari in Italia. Un'analisi comparativa, in Real Estate. Tendenze Evolutive del Settore, Bologna, il Mulino, 2015, pp. 71-101.
- Ametrano, F., Bruzzo, A., Influenze demografiche, geografiche e sociali nell'identificazione di aree immobiliari omogenee: un'analisi econometrico-spaziale, «Scienze Regionali», forth coming, 2018.
- Bayer, P.J., McMillan, R. e Rueben, K., An Equilibrium Model of Sorting in an Urban Housing Market: The Causes and Consequences of Residential Segregation, Yale School of Management Working Papers ysm410, Yale School of Management.
- Belsley, D.A., Kuh, E. and Welsch, R.E., Regression Diagnostic: Identifying Influental Data and Sources of Collinearity, New York, Wiley, 1980.
- Berry, S., Levinsohn, J. and Pakes, A., *Automobile Prices in Market Equilibrium*, «Econometrica», 63, 1995, n. 4, p. 841-90.
- Butler, R.V., *The Specification of Hedonic Indexes for Urban Housing*, in «Land Economics», 1982, n. 58, pp. 96-108.
- Cafferata, R., Mari, M., L'evoluzione del settore immobiliare secondo un approccio di filiera, in Cafferata R. (ed.), Real Estate. Tendenze Evolutive del Settore, Bologna, il Mulino, 2015, pp. 9-41.
- Cafferata, R., Mari, M., Abatecola, G., Formisano, V., a cura di, *Management Immobiliare*, Milano, FrancoAngeli, 2011.
- Cook, R.D. and Weisberg, S., *Residuals and Influence in Regression*, London, UK, Chapman and Hall, 1982.
- Caglayan, E. and Arikan, E., *Determinants of House Prices in Istanbul: Quantile Regression Approach*, in «Quality & Quantity», 45, 2011, n. 2, pp. 305-317.
- Caliman, T. and Di Bella, E., *House Price Dynamics in Italy La dinamica delle quotazioni immobiliari in Italia*, in «Economia Internazionale/International Economics», 64, 2011, n. 1, pp. 37-65.
- Caliman, T., Un Modello Econometrico per Mercato Immobiliare Italiano, in A. Amato, T. Caliman, E. Corallo, G. Lombardo, A. Moisello, E. Rivera and A. Venturino (Eds.), Saggi di Economia Immobiliare. Modelli Econometrici and Problematiche Valutative, Milano, FrancoAngeli, 2006.
- Caliman, T., *The Risk of Falling House Prices in Italy*, in «International Review of Economics» RISEC, 56, 2009, n. 4, pp. 401-423.
- Cannari, L., Nucci, F. and Sestito, P., Geographic Labour Mobility and the Cost of Housing: Evidence from Italy, in «Applied Economics», 32, 2000, n. 14, pp. 1899-1906.
- Capozza, D.R., Hendershott, P.H., Mack, C. and Mayer, C.J., *Determinants of Real House Price Dynamics*, in «Real Estate Economics», 32, 2004, n. 1, pp. 1-32.
- Des Rosiers, F., Villineuve, P. and Theriault, M., Sorting out Access and Neighbourhood Factors in Hedonic Price Modelling, in «Journal of Property Investment & Finance», 18, 2000, n. 3, pp. 291-315.

- Dubbelman, C., Disturbances in The Linear Model: Estimation And Hypothesis Testing, in «The Hague:Martinus Nihjoff», 1978.
- Ellickson, B., Jurisdictional Fragmentation and Residential Choice, in «American Economic Review», 61, 1971, n. 2, pp. 334-39.
- Epple, D., Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products, in «Journal of Political Economy», 95, 1987, n. 1, pp. 59-80.
- Epple, D., Filimon, R. e Romer, T., Existence of voting and housing equilibrium in a system of communities with property taxes, in «Regional Science and Urban Economics», 23, 1993, n. 5, pp. 585-610.
- Epple, D., Brett G., e Sieg, H., A New Approach to Estimating the Production Function for Housing, in «American Economic Review», 100, 2010, n. 3, pp. 905-24.
- Epple, D., e Platt, G. J., Equilibrium and Local Redistribution in an Urban Economy When Households Differ in Both Preferences and Incomes, in «Journal of Urban Economics», 43, 1998, n. 1, pp. 23-51.
- Ferreyra, M. M., Estimating the Effects of Private School Vouchers in Multidistrict Economies, in «American Economic Review», 97, 2007, n. 3, pp. 789-817.
- Freeman, A.M., The benefit of air and water pollution control: a review and synthesis of recent estimates, in «National Technical Information Service», 1979.
- Girouard, N., Kennedy, M., Van Den Noord, P. and Andre, C., Recent House Price Developments: The Role of Fundamentals, OECD Economics Department, Working Paper No. 475, 2006.
- Gomes, L.F.A.M and Rangel, L.A.D., Determining the utility functions of criteria used in the evaluation of real estate, in «International Journal of Production Economics», 117, 2009, n. 2, pp. 420-426.
- Goodman, A.C., Hedonic prices, price indexes and housing markets, in «Journal of Urban Economics», 5, 1979, n. 1, pp. 471-484.
- Goodman, A.C. and Thibodeau, T.G., Age-Related Heteroscedasticity in Hedonic House Price Equations, in «Journal of Housing Research», 6, 1995, n. 1, pp. 25-42.
- Gros, D., Bubbles in Real Estate? A Longer-Term Comparative Analysis of Housing Prices in Europe and the US, Centre for European Policy Studies, Working Paper No. 276, 2007.
- Harrison, D. and Rubinfeld, D.L., Hedonic housing prices and the demand for clean air, in «Journal of Environmental Economics and Management», 5, 1978, n. 1, pp. 81-102.
- Himmelberg, C., Mayer, C. and T. Sinai, Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals, and Misperceptions, in «Journal of Economic Perspectives», 19, 2005, n. 4, pp. 67-92.
- Jacobsen, H. and Naug, B.E., What Drives House Prices, in «Economic Bulletin», 1, 2005, n. 1, pp. 1-13.
- Jargue, C.M. and Bera, A.K., Efficient Test for Normality. Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, in «Economic Letter», 1980, n. 6, pp. 255-259.
- Lancaster, K.J., A New Approach to Consumer Theory, in «Journal of Political Economy», 74, 1966, n. 2, pp. 132-157.
- Malpezzi, S., Hedonic Price Models: A Selective and Applied Review, in T. O'Sullivan, K. Gibb (Eds.), Housing Economics and Public Policy, Oxford Blackwell Publishing, 2003.

- McCarthy, J. and Peach, R.W., *Are Home Prices the Next Bubble?*, in «Economic Policy Review», Federal Reserve Bank of New York, 10, 2004, n. 3, pp. 1-17.
- McDonald, J.F. and McMillen, D.P., *Urban Economics and Real Estate: Theory an Policy*, John Wiley & Sons, INC, 2010.
- McFadden, D., *Modelling the Choice of Residential Location*, "Cowles Foundation", Yale University, Cowles Foundation Discussion Papers. 673, 1977.
- Nechyba, T. J., Existence of Equilibrium and Stratification in Local and Hierarchical Tiebout Economies with Property Taxes and Voting, in «Economic Theory», 10, 1997, n. 2, pp. 277-304.
- Nechyba, T. J., School Finance Induced Migration and Stratification Patterns: The Impact of Private School Vouchers, in «Journal of Public Economic Theory», 1, 1999, n. 1, pp. 5-50.
- Nechyba, T. J., *Mobility, Targeting, and Private-School Vouchers*, in «American Economic Review», 90, 2000, n. 1, pp. 130-46.
- Nelson, J. P., *Residential choice, hedonic prices and the demand*, in «Journal of Urban Economy», 5, 1978, n. 3, pp. 357-369.
- Palmquist, R.B., *Hedonic price and depreciation indexes for residential housing: a comment*, in «Journal of Urban Economics», 6, 1979, n. 2, pp. 267-271.
- Rosen, S., *Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition*, in «The Journal of Political Economy», 82, 1974, n. 1, pp. 34-55.
- Rousseeuw, P.J. and Leroy, A.M., *Robust Regression and Outlier Detection*, John Wiley & Sons, USA, 1987.
- Sieg, H., Smith, V. K., Banzhaf H. S., and Walsh, R., *Interjurisdictional Housing Prices in Locational Equilibrium*, in «Journal of Urban Economics», 52, 2002, n. 1, pp. 131-53.
- Smith, V. K., and Banzhaf, H. S., *Quality Adjusted Price Indexes and the Willig Condition*, in «Economics Letters», 94, 2007, n. 1, pp. 43-48.
- Smith, V. K., Holger, S, Banzhaf, H. S., and Walsh, R., General Equilibrium Benefits for Environmental Improvements: Projected Ozone Reductions under EPA's Prospective Analysis for the Los Angeles Air Basin, in «Journal of Environmental Economics and Management», 47, 2004, n. 3, pp. 559-84.
- Takeuchi, A., Cropper, M. and Bento, A., Measuring the Welfare Effects of Slum Improvement Programs: The Case of Mumbai, in «Journal of Urban Economics», 64, 2008, n. 1, pp. 65-84.
- Timmins, C., If You Cannot Take the Heat, Get Out of the Cerrado... Recovering the Equilibrium Amenity Cost of Nonmarginal Climate Change in Brazil, in «Journal of Regional Science», 47, 2007, n. 1, pp. 1-25.
- Timmins, C., and Murdock, J., A Revealed Preference Approach to the Measurement of Congestion in Travel Cost Models, in «Journal of Environmental Economics and Management», 53, 2007, n. 2, pp. 230-49.
- Tinbergen, J., On the Theory of Income Distribution, in «Westwertschaftliches Archiv»,77, 1956, 2, pp. 155-73.
- Verardi, V. and Croux, C., *Robust Regression in Stata*, in «The Stata Journal», 2008, n. 9, pp. S439-453.
- Ziets, J., Ziets, E.N and Sirmans, G.S., *Determinants of House Prices: A Quantile Regression Approach*, in «The Journal of Real Estate Finance and Economics», 37, 2008, n. 4, pp. 317-333.