

COME LE POLITICHE PUBBLICHE INFLUENZANO I PREZZI DEGLI IMMOBILI? IL CASO DELLA LINEA UNO DELLA METROPOLITANA TORINESE

Piermassimo PAVESE¹, Nicola LAZZARI²,

SOMMARIO

L'area Torinese dopo aver scontato decenni di sviluppo inerziale di mobilità monocorde ha beneficiato del volano olimpico per rilanciare il tema della mobilità integrata. Nel presente studio si è analizzato lo sviluppo del trasporto metropolitano, a beneficio di un'utenza pendolare, costituito dalla parziale realizzazione della linea uno di metropolitana interconnesso con la rete ferroviaria locale. La letteratura immobiliare, specie di matrice anglosassone ha spesso utilizzato set di caratteristiche per spiegare i prezzi degli immobili. La regressione edonica è stata utilizzata per analizzare, coeteris paribus, l'effetto marginale nei prezzi che ogni singola caratteristica. Ziet, Ziet and Sirmans (2009) e ancor prima Sirmans, Macpherson and Ziet (2005) hanno esaminato larghi studi effettuati col metodo edonico e hanno verificato come tali studi spesso erano disomogenei sia in termini di grandezza che di direzione dell'effetto di certe caratteristiche. Nel presente studio si sono analizzati gli effetti che la Linea Uno della Metro ha avuto sul mercato immobiliare torinese. Il lavoro è innovativo in quanto per la metodologia ad oggi non ancora sperimentata in Italia su tale mercato e per l'utilizzo di un dataset estremamente robusto. I risultati mettono in evidenza un apprezzamento medio del 5% degli immobili nelle vicinanze delle fermate lasciando intendere anche notevoli effetti di disturbo collegati alla distanza dal tracciato.

¹ Università del Piemonte Orientale C.E.R.C.A. & Agenzia del Territorio, via Bocca 12, 14100, Asti, e-mail: Piermassimo.Pavese @agenziaterritorio.it.

1 Introduzione

E' noto che uno dei limiti degli studi edonici è collegato alla variabilità dei risultati stimati al variare dello studio. Tale circostanza genera nei partecipanti al gioco di mercato una sindrome di confusione e di possibile sfiducia nel mezzo stesso. Va poi da se che nessuna ragione oggettiva può essere addotta se si analizza la variabilità delle caratteristiche all'interno della distribuzione dei prezzi delle case. Alla base della teoria economica classica sta il principio dell'ordinalità delle preferenze e quindi si può facilmente affermare con Malpezzi che differenti consumatori valutano in maniera diversa differenti caratteristiche. Ovviamente se una determinata caratteristica viene maggiormente apprezzata in un quantile elevato della distribuzione rispetto a un quantile più basso la regressione OLS non è in grado per sua natura di fornire informazioni utili. In alternativa alla regressione OLS il presente studio utilizza la regressione per quantili andando a stimare i coefficienti della regressione in diversi punti della distribuzione dei prezzi. Il principale vantaggio di tale tecnica sta nel fatto che se si utilizza l'intero campione la stima non è biased come nel caso di un OLS applicato ad un sottocampione. Il presente lavoro si fonda su due presupposti giustificativi indipendenti: l'attenzione dalle agenzie statistiche per i metodi edonici accompagnata dall'assenza nel panorama italiano di indici ufficiali relativi al mercato immobiliare e dal sottoutilizzo delle informazioni presenti nei database pubblici. In particolare abbiamo testato l'impatto dell'entrata in funzione della Linea Uno della metropolitana sui prezzi marginali.

2 Descrizione dell'infrastruttura e mercato immobiliare di riferimento

2.1 La Linea Uno della Metropolitana Torinese

Secondo quanto definito nel progetto Torino Internazionale "Gli interventi infrastrutturali relativi alle due linee della metro hanno obiettivi comuni: spostare in modo consistente la mobilità dal mezzo individuale a quello collettivo per decongestionare la rete viaria e ridurre gli impatti del traffico motorizzato privato, incrementare l'accessibilità di funzioni territoriali di rango metropolitano e connettere alcune grandi aree in trasformazione, contribuire alla rigenerazione degli spazi urbani".

La realizzazione dell'intervento della Linea 1 della Metropolitana automatica di Torino comprende la:

Tratta 1: da Collegno (Deposito-Officina) alla stazione di Porta Nuova. La tratta suddivisa in 6 lotti è costituita da 15 stazioni per una lunghezza complessiva di 9616 metri;

Tratta 2: da Porta Nuova a Lingotto per 6 stazioni con 3900 metri di galleria.

Il soggetto proponente è stato il Comune di Torino, il soggetto attuatore la GTT SpA ed è stato coinvolto come altro soggetto il Comune di Collegno.

Nel febbraio del 2006 in occasione dei giochi olimpici invernali è stata inaugurata la prima semitratta Collegno - XVIII Dicembre di 11 stazioni (circa 7 Km) mentre nell'ottobre 2007 è stata inaugurata la seconda semitratta XVIII Dicembre – Porta Nuova di 2,3 Km. Ad oggi la stazione di interscambio di Porta Susa non è ancora aperta al pubblico.

Il costo previsto dell'opera è stato pari a 958.035.295 euro nella tabella 1 vengono riportate le fonti di finanziamento dell'infrastruttura:

Tabella 1 – Fonti finanziarie Linea Uno Metro Torino

Fonte finanziaria	Importo (euro)
Legge pub.naz. Centrale	578.821.280
Legge pub.naz. Locale	296.990.941
Legge pub.naz. Regionale	85.990.222
Mutuo	67.295.322
Totale	1.025.097.765

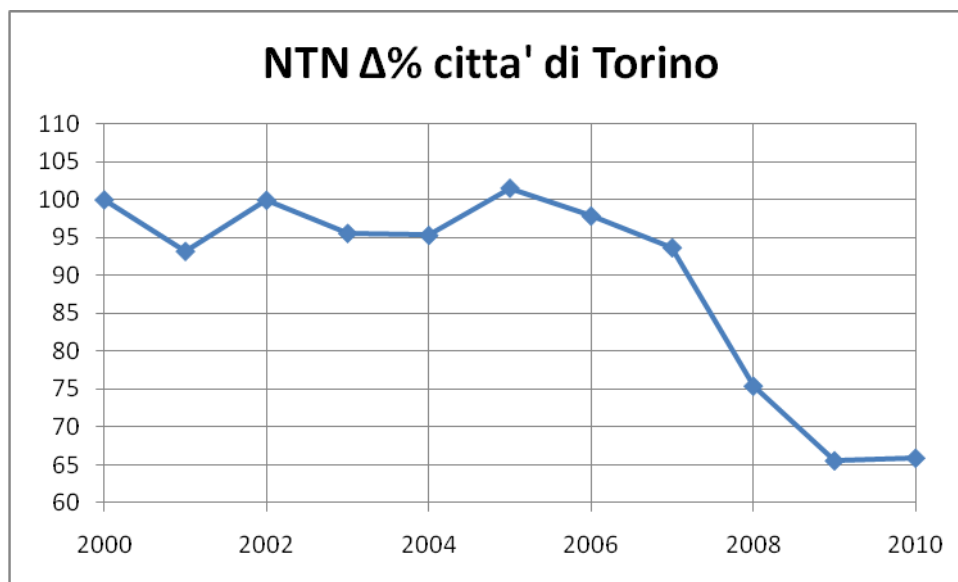
2.2 Mercato immobiliare di riferimento e scelte di mobilità

Torino è, dopo Roma, Milano e Napoli, la quarta città d'Italia per numero di abitanti e per dimensione del mercato immobiliare residenziale. Costituisce da sola, con un valore di stock pari a 499.184 unità abitative, il 40 % dell'intera provincia di Torino; il numero di transazioni normalizzate rappresenta invece, con un NTN pari a 11.264, il 40% di tutta la provincia. Il mercato immobiliare nel 2010 mostra un andamento leggermente positivo. Nel 2009, infatti, si sono registrate 11.206 transazioni (NTN) complessive rispetto alle 11.264 del 2010 con un incremento relativo pari a circa 0,5%. Indicativo il dato delle transazioni sulle nuove costruzioni che si è ridotto di oltre 80%.

Nel periodo 2008-2010 si è avuto un lieve incremento di stock residenziale che è variato da 497.959 unità a 499.184 con un aumento complessivo del 0,25%. Stante la lieve crescita di unità immobiliari, il mercato in questo triennio si è mostrato in media stazionario con una variazione media nei tre anni del -0,19% nel settore confermato dal -0,12% nell'ordinario mentre una decisa flessione dell'edilizia di pregio (-10,12%) che Tra il 2004 ed il 2010 nel settore residenziale ordinario vi è stata una flessione del 1,42%. Nella figura 1 viene invece riportato l'andamento della variazione percentuale dell'NTN (base 100 anno 2000, da cui si nota un trend negativo negli scambi iniziato nel 2006 ed ancora ad oggi non concluso.

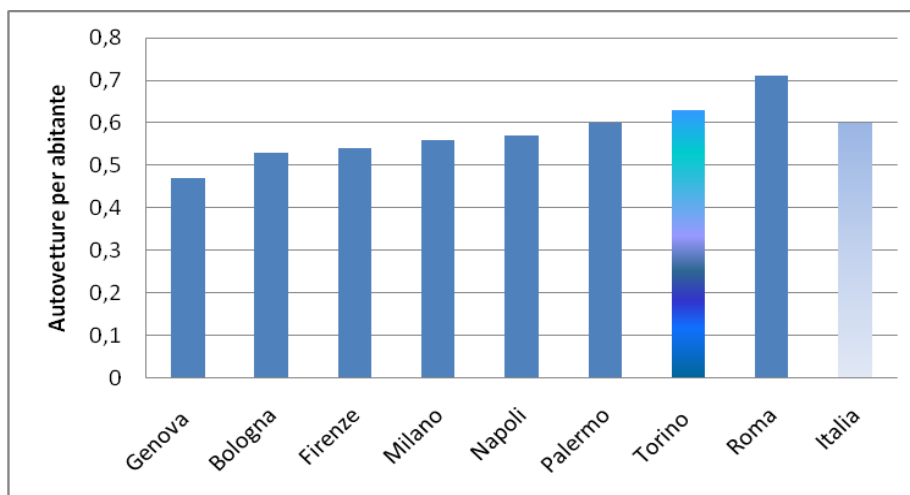
L'andamento percentuale che era pressoché stazionario nel periodo tra il 2000 e il 2006 ha subito infatti dal secondo semestre 2005 un crollo percentualmente di circa il 40% in meno senza dare segni reali di ripresa.

Figura 1 – Numero di Transazioni standardizzate città di Torino



I residenti nella città di Torino hanno avuto un brusco decremento nel corso del decennio oggetto di analisi con un parziale recupero successivo al 2006. Per quanto concerne le scelte di mobilità va fatto osservare che Torino è seconda solo a Roma in termini di autovetture per abitante anche se il territorio urbanizzato risulta essere decisamente minore. Tale dato è in grado assieme ad elementi geografici a spiegare buona parte dei valori di soglia sull'inquinamento da PM10 costantemente superato nel corso degli ultimi anni.

Figura 2 – scelte di mobilità, numero di auto per residente



3 Materiali e metodi

3.1 La regressione edonica

Griliches (1961) ha proposto di usare la tecnica della regressione per aggiustare i prezzi al variare della qualità; da tale momento si è cominciato a discutere se i metodi tradizionali dovessero essere sostituiti dai metodi edonici nel lavoro delle agenzie statistiche. Va comunque detto che storicamente gli albori della tecnica dei prezzi edonici risale al lavoro di Andrew Court del 1939 ripresi in epoca moderna da Zvi Griliches come applicazione alla stima di indici di prezzo applicati alle automobili. Tali indici sono stati successivamente adottati in svariati paesi OECD soprattutto nel settore dell'elettronica e in quello immobiliare. Un'indice di prezzi edonici è un indice che viene ricavato da una funzione edonica la quale mette in relazione i prezzi di differenti prodotti e le caratteristiche in cui quel prodotto può essere scomposto. La definizione di indici di prezzo edonici si può perseguire in diversi modi; tipicamente gli studi applicativi utilizzano per la stima una regressione con variabili *dummy*. Il lavoro originale di Griliches conteneva diversi indici edonici solo in parte ricavati col metodo delle variabili *dummy*, anche gli indici elaborati dalle agenzie statistiche nazionali non necessariamente ne fanno uso. In ogni caso la stima di una funzione edonica è la prima fase nella determinazione degli indici. Il primo indice edonico venne introdotto negli USA per il mercato delle abitazioni nuove nel 1974 su estensione di un lavoro del 1968. Il metodo di valutazione edonica viene applicato nei mercati che trattano beni eterogenei. Con questo metodo sono stati effettuati svariati studi per beni quali le automobili (Griliches, 1968), l'elettronica (Triplett, 1990; Berndt, 2001), l'immobiliare, (Maggi e al., 1996; LaFerrere, 2006; Saarnio, 2006; Vinhay D.Lall, 2006; Li, 2006), il mercato dell'arte (Berndt and al., 1995; Chanel, 1996; Candela and Scorcu, 1997; Locatelli-Biey, M. and Zanola, R. 2002), il mercato del lavoro come misura della produttività (Griliches, 1990), il vino (Nerlove, 1995; Combris and al., 1997). Nel nostro caso il mercato analizzato è quello degli immobili. Rosen (1974) tratta il bene alloggio come un paniere di caratteristiche misurabili:

$$x_k = \{x_1, \dots, x_k\}$$

L'assunzione sottostante alla teoria è la seguente: la nozione di bene omogeneo è un "idealtipo" in senso weberiano. Un tal bene infatti empiricamente non esiste ma vi sono soltanto variazioni dell'idea di un certo prodotto o servizio tutte rappresentabili da insiemi di caratteristiche. La nozione edonica sottostante all'idea di bene è duplice (Brachinger, 2002):

(a) viene caratterizzato dal set di tutti i modelli o varianti j che sottostanno ad un'univoca equazione edonica;

(b) il bene è identificato da un insieme di varianti j i cui prezzi possono essere spiegati dalle stesse caratteristiche $x_k = \{x_1, \dots, x_k\}$ e dai parametri $\beta = \{\beta_0, \dots, \beta_k\}$ tipici di una famiglia di funzioni di regressione.

Verifichiamo immediatamente che tale definizione ben si adatta al settore immobiliare. Se consideriamo tutte le possibili combinazioni tra gli attributi che caratterizzano un immobile, si nota un'eterogeneità molto elevata; tale fenomeno, meno evidente in paesi quali gli USA, diventa decisamente rilevante per il panorama italiano. A fronte di una notevole segmentazione del patrimonio abitativo nazionale e nel dettaglio torinese dovuta a ragioni storiche, culturali e di pianificazione urbanistica si assiste a variazioni di prezzo decisamente significative al variare, a volte, anche di una sola caratteristica posizionale. A titolo di esempio si prenda il settore commerciale dove il valore di un negozio in via Roma, centralissima in Torino, cambia radicalmente a seconda del lato strada o al caso di un affaccio su Piazza Castello o su una via limitrofa. Formalmente possiamo esprimere la funzione dei prezzi edonici nel modo seguente:

$$p = f(x_k)$$

Da questa funzione è possibile ricavare il prezzo marginale pagato implicitamente per ogni singola caratteristica, derivando rispetto alla caratteristica stessa. Per una variabile relativa all'immobile abbiamo che il prezzo implicito esprime il costo da pagare per ottenere una casa con un'unità aggiuntiva della caratteristica x_k , meglio di quanto varia il prezzo P_k del bene se a questo bene, ferme restando le altre caratteristiche, viene incrementata di un'unità la caratteristica x_k . Per rendere chiaro quel che vogliamo dire riportiamo di seguito una rappresentazione semplificata di una possibile specificazione di funzione edonica per un immobile:

$$Prezzo_{immobile} = f([sup],[Zona],[piano])$$

Rosen (1974) rappresenta un mercato di concorrenza perfetta in cui consumatori e produttori interagiscono a formare i prezzi di equilibrio. Per approfondire l'analisi di questo mercato e comprendere i comportamenti individuali, è necessario considerare le scelte dei consumatori per ogni singola caratteristica e dunque disaggregare questo mercato in molti mercati impliciti, affinché la problematica sia trattabile con strumenti microeconomici. Dall'incontro tra consumatori e acquirenti, su questi n -mercati impliciti, viene definita una matrice dei prezzi in cui viene espresso il prezzo di equilibrio nel mercato di ogni singola caratteristica. Il nostro obiettivo è quello di spiegare il prezzo dell'immobile tramite un modello di regressione, questo impone l'approfondimento di tre problematiche essenziali che sono :

- (a) individuare il vettore delle caratteristiche x tipico per il bene;
- (b) instabilità dei coefficienti e degli errori standard tra le cross section;
- (c) specificazione della forma funzionale $f(x_k)$.

Diverse sono le procedure applicabili nella determinazione delle variabili necessarie: operare una scelta sulla base delle conoscenze e convinzioni economiche; utilizzare le stesse variabili

che sono state scelte in studi precedenti, per poter poi confrontare i risultati; utilizzare dei metodi statisticamente rilevanti per tentare di estrapolare dai dati il comportamento degli attori sul mercato. La terza problematica del modello econometrico riguarda la scelta della forma funzionale ed implica una decisione sul modo di esprimere le variabili; se utilizzare la forma lineare, oppure procedere ad una trasformazione delle variabili per riuscire meglio ad identificare la relazione che intercorre tra la variabile spiegata e le variabili esplicative.

3.2 Stima per quantili

La letteratura sul mercato immobiliare ha spesso utilizzato il metodo delle caratteristiche per analizzare i prezzi delle abitazioni. La regressione edonica viene abitualmente utilizzata per stimare l'effetto marginale sui prezzi di ogni singola caratteristica. L'interessante studio di Sirmans, Macpherson and Zietz (2005) confronta 125 studi empirici, basati sulla metodologia edonica, evidenziando notevoli differenze sia in termini di grandezza sia in termini di direzione dell'impatto. Differenti stime in particolare sul segno dell'effetto possono creare confusione in chi analizza il mercato. Malpezzi, Ozanne e Thibodeau (1980) sottolineano come sia difficile analizzare quali siano le caratteristiche importanti per il consumatore mentre Malpezzi (2003) segnala come differenti consumatori valutino in maniera differente le stesse caratteristiche. Seguendo Zietz, Zietz e Sirmans nel presente lavoro si è cercato di analizzare come e se tali differenze possano essere spiegate da variazioni nella distribuzione dei prezzi. Infatti una stima OLS applicata ad una distribuzione in cui le caratteristiche della parte superiore della distribuzione sono diverse da quelle inferiore non può fornire una stima corretta. In alternativa ad una stima tradizionale nel presente lavoro si sono stimati i prezzi marginali in diversi punti della distribuzione in base all'idea che i prezzi marginali siano diversi a seconda della parte di distribuzione che si sta analizzando. Infine utilizzando l'intera distribuzione si sono eliminati i problemi di troncamento della distribuzione (Heckman, 1979) che si potevano creare dividendo la distribuzione in due sottocampioni. Sirmans, Macpherson e Zietz (2005) analizzando 125 studi edonici hanno verificato la variabilità dei risultati nei prezzi marginali stimati, come riportato in Zietz, Zietz e Sirmans (2009) ad esempio l'età dell'immobile viene quasi sempre inclusa tra le variabili dipendenti ma il segno del coefficiente stimato è positivo in alcuni casi negativo in altri. Tale situazione genera incertezza e perdita di fiducia nei confronti della capacità esplicativa dei modelli edonici. Nello specifico infatti il prezzo marginale e l'elasticità della domanda per una certa caratteristica può essere differente se calcolata in vari punti della distribuzione dei prezzi. La funzione di domanda che è sottesa ad un modello edonico è molto difficile da ricostruire (Rosen, Bartik) empiricamente. Viene generalmente assunto che la curva di offerta per ciascuna caratteristica sia verticale e dall'intersezione della curva di domanda con pendenza negativa e la curva di offerta si determina il prezzo marginale di quella specifica caratteristica.

Sotto l'assunzione di omogeneità dei consumatori il prezzo marginale di quella caratteristica coincide col coefficiente stimato del modello edonico corrisponde con la valutazione del beneficio individuale del consumatore rappresentativo. Sotto tali assunzioni il modello OLS è in grado di stimare adeguatamente il set dei prezzi marginali. Quindi se il paradigma dell'agente rappresentativo viene messo in discussione. Supponiamo infatti vi siano solo due consumatori uno ricco e uno povero e allo stesso modo due tipologie di immobili una di alto livello e una di basso livello. Ovviamente il consumatore ricco non avrà alcun interesse ad acquistare un'abitazione economica in quanto priva delle caratteristiche cercate da tale tipologia di consumatori in termini di qualità oggettive e in termini di status sociale. In pratica in questo modello stilizzato vi sono due segmenti di mercato ben differenziati sia per la domanda che per l'offerta. Questa segmentazione non comporta necessariamente che i differenti consumatori occuperanno case di diverso valore ma che si formeranno dei gruppi specifici che valuteranno in modo diverso le diverse caratteristiche. Tale situazione si riflette in un set di due curve di offerta per ogni singola caratteristica. Tale situazione suggerisce che vi possano essere differenze anche marcate nell'elasticità dei prezzi rispetto ad una singola caratteristica nella distribuzione dei prezzi. Le preferenze sono come al solito rivelate dai prezzi, il prezzo più elevato è sufficiente ad escludere il consumatore povero dal mercato delle case più care e viceversa il prezzo basso è una forma di segnalazione di mercato che evidenzia in quel prodotto l'assenza delle caratteristiche richieste.

La regressione per quantili è basata sulla minimizzazione della deviazione standard assoluta al fine di stimare una funzione condizionata ai percentili. Per la media vengono usati pesi simmetrici mentre per gli altri quantili (0,1...0,9) vengono usati pesi asimmetrici. La regressione classica OLS stima una funzione condizionata alla media. La regressione per quantili non si limita a spiegare la media della variabile dipendente e può quindi essere usata per spiegare le determinanti della variabile dipendente in ogni punto della distribuzione. In una funzione edonica la regressione per quantili rende possibile analizzare come le caratteristiche sono valutate in modo diverso lungo la distribuzione. I parametri della regressione quantile possono essere interpretati come i più classici modelli lineari. Si potrebbe segmentare il mercato e analizzare i vari segmenti con un modello OLS Newsome and Ziet (1992) tale pratica però stima dei coefficienti distorti dovuti al fatto di avere troncato la distribuzione (Heckmann 1979). Visto che la regressione per quantili usa l'intera distribuzione viene eliminata questa causa di *selection bias*.

3.1 Sintesi della letteratura

Nella **Errore. L'origine riferimento non è stata trovata.** vengono riportati i principali studi inerenti il sistema dei trasporti e l'influenza sui prezzi delle case. Da una veloce rassegna va fatto notare che i risultati non appaiono univoci.

Studio	Città	Risultati
Bajic	Toronto	Incrementi del 6,7%
Armstrong (1994)	Boston	Le abitazioni ubicate in zone servite da stazioni hanno evidenziato un valore medio del 6,7% superiore. Ma i valori sono stati del 20% inferiori per abitazioni distanti oltre 120 mt dalla linea/ stazioni.
Baum-Snow and Kahn (2001)	Boston, Atlanta, Chicago, Portland, Ore, Washington, D.C.	La diminuzione da tre a un chilometro di distanza fa aumentare gli affitti di 19 \$ al mese e i valori delle case di 4,972\$
Gatzlaff and Smith (1993)	Miami	L'annuncio di una metropolitana leggera ha avuto effetto sui prezzi delle case. L'impatto non è variato al variare della distanza dalle stazioni.
Weinberger (2001)	Santa Clara, Calif.	I prezzi del segmento commerciale sono risultati incrementati nel raggio di 0,5 miglia dalla stazioni.
Chen, Rufolo and Duker (1998)	Portland, Ore	La metropolitana leggere ha evidenziato effetti positivi (accessibilità) sia effetti negativi (distanza dalla linea). A 100 metri
Damm et al. (1980)	Washington, D.C.	Piccolo, positivo effetto su abitazioni mono familiari, commerciali e condomini. Tuttavia i risultati non sono in grado di dimostrare l'impatto differenziandolo dalle altre politiche di sviluppo urbano in atto.
Bower and Ihalfeldt (2001)	Atlanta	Risultati non univoci

4 Dati e variabili

Il *data-set* utilizzato risulta da un'estrazione delle schede di rilevazione dell'Osservatorio del Mercato Immobiliare (OMI) dell'Agenzia del territorio per la città di Torino. Le osservazioni, come già precedentemente riportato, si basano su transazioni effettuate, stime, aste pubbliche riducendo così il possibile *bias* presentato dall'analizzare solo i dati di transazioni trascritte. La rilevazione avviene tramite schede standardizzate ad opera di tecnici dell'Agenzia del territorio con l'ausilio delle principali categorie di operatori del settore immobiliare. Una

ragionevole obiezione, per dirla con un noto giallista, può essere mossa alla fonte utilizzata che se presenta elementi di sicuro vantaggio nella standardizzazione delle rilevazioni e nella produzione di dati ufficiali a prima vista mostra elementi di possibile criticità. Nel lavoro vengono utilizzati prezzi rilevati in atti di compravendita, ma quale prezzo viene rilevato? Può esistere discrepanza tra il prezzo rilevato e quello effettivo della transazione? Tale discrepanza potrebbe esserci in quanto la fonte è costituita da dati di natura fiscale. Per ovviare a tale annosa problematica le procedure di rilevazione prevedono di selezionare dalla popolazione delle abitazioni compravendute solo quegli item che rispondono in termini di prezzo unitario ai valori medi per zona. Appare evidente che tale procedura se da un lato migliora l'attendibilità dei prezzi rilevati espone l'analisi al rischio di *selection bias* in quanto solo una ridotta percentuale delle abitazioni viene compravenduta nel periodo di riferimento. Il comma 497 della legge finanziaria 2006 dispone che per le sole cessioni fra persone fisiche che non agiscano nell'esercizio di attività commerciali, artistiche o professionali, aventi ad oggetto immobili ad uso abitativo... all'atto della cessione e su richiesta della parte acquirente resa al notaio, la base imponibile ai fini delle imposte è costituita dal valore dell'immobile determinato ai sensi dell'articolo 52, commi 4 e 5, del citato testo unico di cui al decreto del Presidente della Repubblica n. 131 del 1986, indipendentemente dal corrispettivo pattuito indicato nell'atto". Con successiva modificazione (art.35 comma 21 del DL 233/2006, convertito in legge 243/2006) è stato stabilito che le parti hanno comunque l'obbligo di indicare nell'atto il corrispettivo pattuito. Tale corrispettivo di compravendita può costituire per l'Osservatorio del Mercato Immobiliare una informazione determinante nell'individuazione dei valori reali di mercato. Va anche fatto osservare che le convenzioni utilizzate per il calcolo delle superfici commerciali sono spesso frammentarie ed articolate ed ancora più spesso diversificate nel territorio secondo consuetudini locali, lasciando così margini interpretativi e spazi di incertezza che danneggiano l'omogeneità dei dati, basilar per qualsiasi comparazione e/o aggregazione. La standardizzazione delle procedure di rilevazione dei dati dell'Osservatorio appare comunque il principale strumento di garanzia per conseguire la conoscenza del mercato immobiliare. Peraltro, va fatto presente che i dati sulle transazioni, quali quelli utilizzati nel lavoro, risultano preferibili, in quanto risentono meno delle distorsioni legate all'autovalutazione dell'abitazione da parte del proprietario (come avviene per rilevare il prezzo degli immobili nell'Indagine della Banca d'Italia sui redditi e la ricchezza familiare).

Nel seguito viene brevemente riportata la descrizione dei dati originali e della procedura seguita nella costruzione delle variabili:

(a)*Localizzazione*, per la scelta della suddivisione in zone omogenee ci si è basati sulla divisione delle zone omogenee OMI, aggregando poi le zone in macroaree. Ricordiamo che il territorio del comune di Torino è diviso in 40 zone OMI e quattro fasce OMI. Considerato che un'analisi dei cluster nella regressione non ha fornito indicazioni particolarmente significative

si è optato per una divisione basata su interviste a testimoni privilegiati (presidenti FIMAA, FIAIP, AICI associazioni di categoria degli agenti immobiliari e operatori edili). Analizzando le informazioni fornite si è quindi adottata la seguente scelta di ripartizione in zone omogenee:

(a1) *Centrale*: include tutte le zone OMI, da B1 a B9 ad esclusione di San Salvario, distinte nel quadrilatero tra le vie Corso Roma, Regina Margherita, Corso Inghilterra;

(a2) *San Salvario*: (B8), date le caratteristiche peculiari e storiche del quartiere che ha recentemente assunto visibilità anche a livello nazionale si ritiene di disaggregare i dati, avendo comunque ben presente che lo scarso numero di osservazioni possa rappresentare un problema per la precisione delle stime e per la significatività dei coefficienti;

(a3) *Semicentrale Nord*: include San Donato, Porta Palazzo, Duchessa Iolanda, Palermo; *Semicentrale Sud*: include Valentino, Dante, San Secondo, Galileo Ferraris, De Gasperi, Michelotti, Crimea, San Paolo, Spina1, Marmolada, Duca d'Aosta;

(a4) *Periferica Nord*: include Spina Tre, Euro Torino, Madonna di Campagna, Spina Quattro, Docks Dora, Rebaudengo, Corona, Barca Bertolla, Vanchiglia;

(a5) *Periferica Sud*: include Zara, Carducci, Unità d'Italia, Lingotto, Santa Rita, Mirafiori Nord, Mirafiori Sud, Pozzo Strada e Aeronautica Parella;

(a6) *Collina*: è la ben nota zona residenziale della Torino bene;
La variabile *Periferica Nord* viene omessa in quanto residuale.

(b) *Tipologia di abitazione*: il data set originale distingue tra abitazioni civili, abitazioni signorili e ville. Ai fini della presente analisi non risulta significativa la distinzione tra abitazioni signorili e civili. L'*item* ville viene, invece, assorbito dalla zona collina dove risultano presenti osservazioni.

(c) *Variabili dummy*: comprendono variabili di localizzazione e *proxy* delle caratteristiche ambientali dell'immobile. Esse includono il tipo di riscaldamento, l'esposizione, la luminosità, il livello di manutenzione i parcheggi e la presenza di verde;

(d) *Variabili continue*: nel data set sono presenti la superficie in metri quadrati dell'alloggio, il livello di piano, l'anno di costruzione del fabbricato e l'anno di ristrutturazione. Inserire nel modello di regressione una relazione lineare tra l'età del fabbricato e il valore risulta contrario a parte della letteratura (Prud'Homme, 2006; Brachinger, 1999), di conseguenza si è effettuata una trasformazione sulla variabile inserendo sia la caratteristica età del fabbricato sia la sua radice quadrata.

L'analisi dei dati ha evidenziato alcune problematiche risolubili con un'attenta pulitura dei dati. Le operazioni effettuate sul *data set* sono elencate qui di seguito:

(a) si è creato a partire dall'estrazione automatizzata delle schede per la provincia di Torino un nuovo dataset limitato alla sola città.

(b) si sono eliminati i prezzi di vendita inferiori a 30000 euro o superiori a 1.000.000 di euro.

(c) si sono eliminate le osservazioni con superficie inferiore a 30 mq.

(d) si sono eliminati i record se il numero di piano era superiore a 25.

I dati partono dal 2003 e arrivano al primo semestre 2010, con un totale di 5678 osservazioni. In tabella 12 viene riportato l'elenco delle variabili e della relativa descrizione. Formalmente la nostra forma funzionale risulta la seguente:

$$(19) \quad \ln P_{it} = \beta_0 + \gamma_1 \Delta + \beta_1 2003 : I + \beta_2 2003 : II + \beta_3 2004 : I + \beta_4 2004 : II + \\ + \beta_5 2005 : I + \beta_6 2005 : II + \beta_7 2006 : I + \beta_8 2006 : II + \beta_9 2007 : I + \\ + \beta_{27} 2007 : II + \beta_{28} 2008 : I + \beta_{29} 2008 : II + \beta_{30} 2009 : I + \beta_{31} 2009 : II + \\ + \beta_{10} suptot + \beta_{11} npiano + \beta_{12} attico + \beta_{13} eta + \\ + \beta_{14} sqreta + \beta_{15} nascen + \beta_{16} newhouse + \beta_{17} ordhouse + \\ + \beta_{18} park + \beta_{19} verde + \beta_{20} servizi \\ + \beta_{21} centro + \beta_{22} salvario + \beta_{23} semnord + \\ + \beta_{24} semsud + \beta_{25} persud + \beta_{26} collina + \varepsilon_{it}$$

4.1 Analisi descrittiva

In questa sezione si analizzano le relazioni tra le variabili inserite nel modello. I criteri per comparare i risultati ottenuti sono R-squared, root-MSE, F-Test. Un Chow test è utilizzato per analizzare la presenza di un cambiamento strutturale dei dati nel tempo. Tale analisi ha suggerito di controllare il modello pooled inizialmente scelto con un modello adjacent time dummy inserendo nel modello due semestri per volta. Le tre forme funzionali testate sono state confrontate utilizzando come criteri R-squared, root-MSE, F-Test. Infine si sono calcolati gli indici edonici sia col metodo delle variabili dummy sia utilizzando il characteristic price. Il valore degli indici così ottenuti sono stati confrontati con i valori medi e con le serie storiche pubblicate da principali istituti di ricerca (Nomisma, Il Consulente Immobiliare, Osservatorio del Politecnico di Torino).

La tavola 2 in appendice mostra la correlazione tra le variabili *suptot*, *npiano*, *attico*, *sqreta*, *nascen*, *newhouse*, *ordhouse*, *park*, *verde*, *servizi*. La variabile dipendente *valmq* viene inclusa per analizzare quanto le variabili indipendenti seguono le variazioni dei prezzi dell'immobile. Le osservazioni sono di vario tipo:

(a) Il coefficiente di correlazione tra *newhouse* e *sqreta* è appare ragionevole 29,35%;

(b) La superficie non ha nessuna ragionevole correlazione con le altre variabili esplicative del modello;

(c) La correlazione tra *suptot* e *valmq* risulta bassa, questo sembra giustificare la scelta di non inserire nel modello il prezzo totale dell'immobile;

(d) Il valore *valmq* risulta correlato al 33,79% con la variabile *newhouse*;

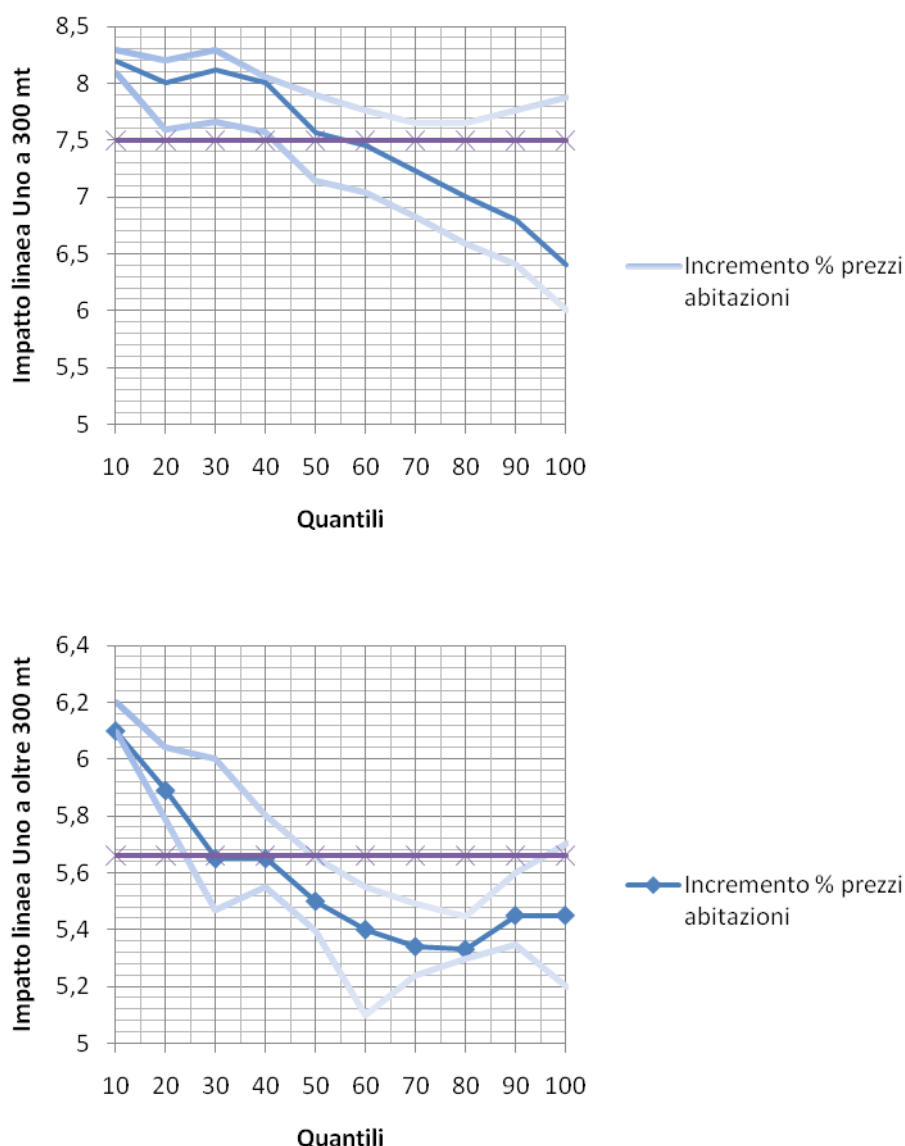
(e) La correlazione tra verde e *sqreta* al 24,28% appare invece, seppur contenuta, meno ragionevole.

Analizzando i risultati si può affermare che gli effetti della multicollinearità non pongono seri problemi nel caso in esame. Il più alto coefficiente è tra *park* e *verde* al 46,31%; è ragionevole pensare che le zone meglio dotate di parcheggi siano anche dotate di verde. In secondo luogo rilevanti sono le osservazioni nella sottozona collina dove la correlazione tra le due variabili è ancora più alta al 52,12%. Il numero di osservazioni limitato non genera quindi particolari problemi nella stima dei coefficienti. Una spiegazione ragionevole per la bassa collinearità può essere dovuta alla fase di rilevazione delle variabili nella scheda standardizzata e alla conseguente operazione di pulitura dei dati inseriti. Analoghe considerazioni si sono ottenute analizzando le matrici di correlazione distinte per sottozona nel campione o per anno; a titolo di esempio viene riportata in appendice in tabella 7 in appendice la matrice per le osservazioni 2007:I.

5 Analisi dei risultati

In figura 3 sono riportati i risultati dell'analisi effettuata avendo come riferimento il primo modello basato su tutte le osservazioni e stimato e diviso per quantili sul modello applicato alla sola analisi delle microzone interessate dal tracciato della linea Uno. Lo strano andamento dell'impatto per i quantili intermedi può essere ipotizzato conseguente a effetti di disturbo dovuti all'analisi su tutto il territorio e a effetti di disturbo (nuisance) attribuibili alla distanza dalla linea oltre che dal tracciato. In figura 4 si riporta la distribuzione dei prezzi da cui è visibile tale effetto. I valori stimati indicano un valor medio di incremento dei prezzi pari al 5%.

Figura 3 – Variazione dei prezzi imputabile alla linea Uno distinte per quantili e distanza dalle fermate



La figura seguente riporta l'andamento rapportato alla distanza di alcune fondamentali caratteristiche prima e dopo l'entrata in esercizio della linea Uno. La stima effettuata dimostra come sia per il coefficiente di superficie sia per distanza dai pubblici servizi che per l'età dell'immobile l'entrata in esercizio della linea Uno impatta significativamente sui prezzi edonici. La diminuzione di prezzo si è verificato che rimane sostanzialmente costante per i prezzi per distanze oltre il chilometro, distanza per cui come visto si segnalano effetti di disturbo. Sulla base della discussione precedente si può concludere che l'apertura della metropolitana ha evidenziato effetti positivi sui prezzi edonici delle caratteristiche degli immobili. I risultati sono consistenti con la letteratura. In particolare Feng e Yang (1989) hanno stimato valori analoghi sull'infrastruttura relativa alla metropolitana di Taiwan. Il

risultato di un Chow test ha evidenziato infine come la variazione nelle caratteristiche a seguito dell'apertura della linea Uno sia accettata sia nel caso di unità in condominio sia unifamiliari.

Figura 4 – Effetti su alcuni prezzi marginali della messa in funzione Linea Uno

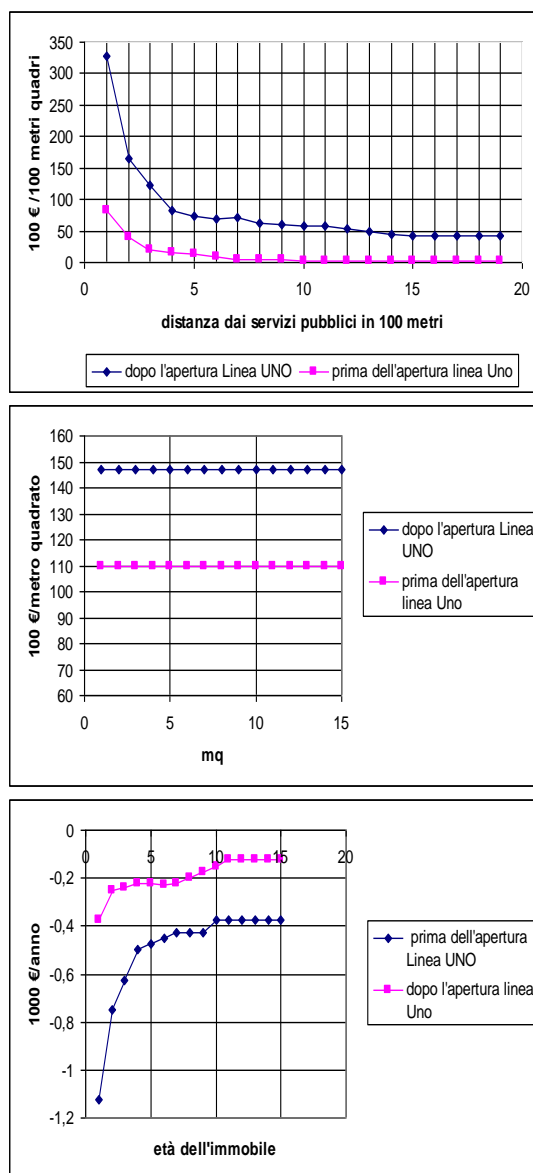
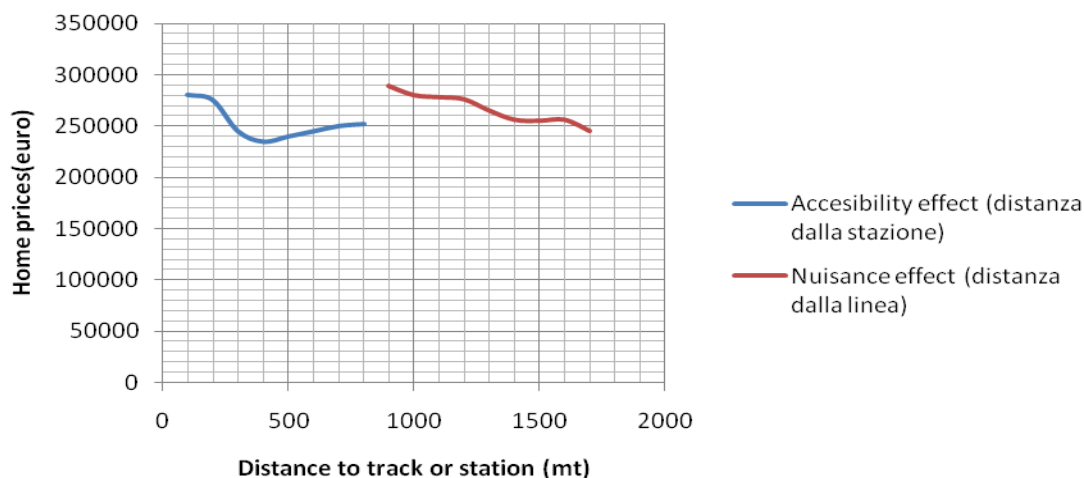


Figura 5 – Effetti di disturbo



6 Conclusioni

Il presente lavoro si fonda su due presupposti giustificativi indipendenti: l'attenzione dalle agenzie statistiche per i metodi edonici accompagnata dall'assenza nel panorama italiano di indici ufficiali relativi al mercato immobiliare e dal sottoutilizzo delle informazioni presenti nei database pubblici. In particolare abbiamo testato sia il *time dummy* che il *characteristic price* mettendo in evidenza una sostanziale sovrapponibilità dei due metodi analizzando il medesimo dataset. La forma funzionale semilogaritmica è risultata avere una migliore adattabilità ai dati, in accordo con i principali studi edonici nel settore immobiliare e ha fornito risultati simili sia nel caso del metodo dummy sia col metodo pooled. Dall'analisi effettuata è risultato un incremento nel periodo in esame dei prezzi degli immobili intorno al 40%.

Appare evidente, viste le applicazioni insite in un indice di prezzo immobiliare, la necessità di un'estensione al livello regionale e nazionale. Le possibili linee di sviluppo dell'analisi svolta sono la produzione di batterie di indici a livello provinciale e testando la robustezza dei dati e adottato un adeguato sistema di pesi la produzione di indici residenziali a livello nazionale. Interessanti orizzonti di ricerca possono essere individuati nell'estensione del campione e nell'applicazione di modelli edonici georiferiti oltre che nell'analisi della variazione spaziale del termine di errore.

I risultati dimostrano come gli effetti della variazione delle caratteristiche sul prezzo di vendita possano essere meglio spiegate stimando una regressione per quantili lungo la distribuzione dei prezzi. Infatti si è visto come alcuni studi abbiano analizzato l'effetto della superficie e dell'età dell'immobile riportando andamenti non univoci sia per quanto riguarda il segno sia per quanto riguarda l'intensità dell'effetto. Alcune di queste differenze possono

essere spiegate in termini di variazioni nella distribuzione dei prezzi. Per il nostro *dataset* si è verificato che l'effetto dei quantili supera qualsiasi effetto sui coefficienti sia in termini di significatività sia in termini di valori assoluti. Il presente lavoro ha fornito alcuni interessanti spunti di riflessione. Ad esempio si è focalizzata l'attenzione sulla variabile superficie verificando come differenti consumatori valutino in modo diverso tale caratteristica. Infatti si è notato una grande differenza nei coefficienti stimati nel quantile più basso e in quello più alto dove il prezzo marginale di un metro quadro di superficie aggiuntiva ha un valore quasi due volte superiore al valore del metro quadro per case di bassa qualità. Il metodo OLS ovviamente sottostima il valore del quantile più elevato mentre sovrastima quello del quantile più basso. Interessanti osservazioni si possono effettuare anche a riguardo di variabili come il verde o I servizi. Infatti in Lazzari Pavese (2008) utilizzando lo stesso *dataset* si era verificata una incongruenza in termini di tale variabile che non era risultata significativa. Stimando sulla distribuzione condizionata per quantili abbiamo invece verificato come i valori dei coefficienti stimati per la variabile green siano circa tre volte più elevati per il quantile più elevato rispetto al quantile inferiore. Altre variabili quali il numero di parcheggi, la distanza dal centro città hanno invece un effetto all'incirca costante al variare dei prezzi. Infine si verifica come le variabili che non sono risultate significative stimando con OLS rimangono non significative anche con la stima condizionata per quantili. Il sistema metropolitano di trasporto Torinese ha avuto un impatto sullo sviluppo urbano diverso rispetto a quello delle principali altre città italiane. Usando un'analisi edonica abbiamo valutato le variazioni nei prezzi delle case prima e dopo l'entrata in esercizio della linea Uno. Il sistema di metropolitana si è visto che ha un effetto positivo incrementando il valore al metro quadro e riducendo l'effetto negativo dell'età dell'immobile e della distanza dai pubblici servizi. In secondo luogo si è visto come tale valore sia differenziato a seconda della zona in cui è localizzato l'immobile anche a seguito di effetti di disturbo evidenti nella fascia di un Km dalla linea. Inoltre l'effetto varia in modo significativo nella distribuzione tra quantili. L'impatto medio sulla distribuzione dei prezzi è risultato essere di circa il 5% depurato dagli effetti di disturbo.

7 Bibliografia

ASHENFELTER O. - GRADDY K., «Auctions and the Price of Art», *Journal of Economic Literature*, vol. 41, 2003, pages 763-87.

BAILEY M.J. - MUTH R.F. - NOURSE H.O., «A Regression Method for Real Estate Price Index Construction», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 58, December, 1963, pages 933-944.

BARZYK F., «Updating the Hedonic Equation for the Price of Computer», Working Paper of Statistics Canada; Price Division, November, 1999.

BERNDT E.R. - GRILICHES Z., «Price Indexes for Microcomputer: An Exploratory Study». In: FOSS M. F. - MANSER M. E. - YONG A. H. (eds) *Price Measurement and their Uses: Studies in Income and Wealth*. The University of Chicago Press, 1993.

BLACKLEY D. M. - FOLLAIN J.R. – LEE H., «An Evaluation of Hedonic Price Indexes for Thirty-four Large SMSAs», *AREUEA Journal*, vol. 14(2), 1986, pages 179-205.

BOSKIN M. J. - DULBERGER E. R. - GORDON R. J. - GRILICHES Z. - JORGENSEN D., «Toward a More Accurate Measure of the Cost of living, final report of the Senate Finance Committee», in *Advisory Commission to Study the Consumer price Index*, n. 4, 1996.

BOX G. E. P. - COX D. R. «An Analysis of Transformations», *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, n. 26(2), 1964, pages 211-252.

BRACHINGER H.W., «Statistical Theory of Hedonic Price Indices», Department of Quantitative Economics, University of Freiburg/Fribourg Switzerland. *Working Paper*, 2002.

CAN A. - MEGBOLUGBE I., «Spatial Dependence and House Price Index Construction», *Journal of Real Estate Finance and Economics*, n.14(1-2), 1997, pages 203-222.

CASE B. - POLLAKOWSKI, H. O. – WACHTER S., «On Choosing among House Price Index Methodologies», *AREUEA Journal*, 19(3), 1991, pages 286-307.

CASE B. - POLLAKOWSKI H. O. - WACHTER S. M., «Frequency of Transaction and House Price Modelling», *Journal of Real Estate Finance and Economics*, n. 14(1-2), 1997, 173-187.

CASE B. - QUIGLEY J., «The Dynamics of Real Estate Prices», *Review of Economics and Statistics*, n.73(1), 1991, 50-58.

CASE K. - QUIGLEY J. - SHILLER R., «Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market», *Advances in Macroeconomics*, vol. 5 : Iss. 1, Article 1, 2005.

CASE, B. - SZYMANOSKI E., «Precision in House Price Indices: Findings of a Comparative Study of House Price Index Methods», *Journal of Housing Research*, 6,1985, pages 483-496.

COLOMBINO U. - LOCATELLI BIEY M., «Disponibilità a pagare per le aree verdi e stima dei benefici derivanti da un loro ampliamento. Un'applicazione del metodo dei prezzi edonici», *Quaderni del dipartimento di Economia dell'Università di Torino*, 4, 1995.

CHOW G., «Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions», *Econometrica*, vol. 28(3),1960, 591-605.

COURT A.T., «Hedonic price indexes with automotive examples». In: *The Dynamics of Automobile Demand*, General Motors Corporation, New York, 1939, pages 99-117.

DIEWERT E., «Hedonic Regression: A Consumer Theory Approach», in *Scanner Data and Price Indexes*, Conference on Research in FEENSTRA R. - SHAPIRO M. (eds) *Income and Wealth*, Volume 64, , The University of Chicago Press,2003, pages 317-348.

HULTEN C., «Price hedonics: a critical review», *Economic Policy Review* 9,2003, pages 5-15.

GRILICHES Z., «Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Anaysis of Quality Change», hearings in the U. S. Congress,1971.

HALVORSEN R. - POLLAKOWSKI O., «Choice of Functional Form for Hedonic Price Equations»,*Journal of Urban Economics*, vol.10(1), 1981, 37-49.

HECKMANN, J. «Sample Selection Bias as a specification error», *Econometrica*, vol. 47(1), 1979, pages 153-161.

ILO IMF, OECD, UNECE, Eurostat, The World Bank (eds.) *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*. International Labour Office, Geneva, 2004.

LANCASTER K., «A New Approach to Consumer Theory», *Journal of Political Economy*, vol.82, 1964, pages 34-55.

LAZZARI N., «Rapporto immobiliare 2004 – speciale provincia di Torino», www.agenziaterritorio.gov.it, 2005.

LOCATELLI-BIEY M. - ZANOLA R., «The Market for Picasso Print: An Hybrid Model Approach», *Working paper*, Department of Public Policy and Public Choice, Università del Piemonte Orientale, Alessandria, 2003.

LOCATELLI-BIEY M. - ZANOLA, R., «The Market for Sculptures: An Adjacent Year Regression Index» Department of Public Policy and Public Choice, Università del Piemonte Orientale, *Working paper*, Alessandria, 2003.

MARK J. – GOLDBERG M., «Alternative Housing Price Indices: An Evaluation», *Real Estate Economics*, vol. 12 (1), 1984, pages 30-49.

MCDONALD J., «The Use of Proxy Variables in Housing Price Analysis», *Journal of the Urban Economics*, 7, 1963, pages 75-83.

ROSEN S., «Hedonic Price and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition», *Journal of Political Economy*, vol. 82(1), January-February, 1974, pages 34-55.

SAARNIO M., «Housing Price Statistics at Statistics Finland», Statistics Finland, *Working Paper in OECD-IMF Workshop Real Estate Price Indexes, November 6-7, 2006*. OECD Publishing, 2006.

SCHULTZE C. - MACKIE C., «At What Price? Conceptualizing and Mesuring Cost-of-Living and Price Indexes, The Use of Proxy Variables in Housing Price Analysis», *Panel on Conceptual, Measurement, and Other Statistical Issues in developing Cost-of-Living*, Committee on National Statistics, National Research Council, National Academy Press, 1963.

TREWIN D., «A Guide to House Price Indexes: Australia, Australian Bureau of Statistics», *Working Paper*, in *OECD-IMF Workshop Real Estate Price Indexes, November 6-7, 2006*. OECD Publishing, Room Document 2, 2006.

TRIPLETT J., *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustment in Price Indexes*, OECD Publishing, 2004.