

# *Quaderni dell'Osservatorio*

*Appunti di Economia immobiliare*

*Anno Primo - Numero Due - Novembre 2012*

## **Quaderni dell'Osservatorio**

### ***Appunti di Economia immobiliare***

Anno I – Numero 2 – Novembre 2012

Iscritto al Registro della Stampa del Tribunale di Roma  
n. 141/2012 del 14.05.2012

### **Direttore editoriale**

*Gianni Guerrieri*

### **Direttore responsabile**

*Mario Occhi*

### **Direttore responsabile**

*Caterina Andreussi*

### **Redazione**

*Erika Ghirardo*

*Antonio Iazzetta*

*Alessandra Storniolo*

### **Redazione**

*Gennaro Chirola*

*Maurizio Festa*

*Mauro Iacobini*

*Gaetano Lisi*

*Alessandro Stramaglia*

*Gregorio Venditti*

### **Redazione**

Largo Leopardi 5 - 00185 – Roma

Telefono 0647775287

at\_Quaderni@agenziaterritorio.it

# Indice

<b>Presentazione dei Quaderni di Gianni Guerrieri</b>	<b>5</b>
<b>RICERCHE E ANALISI DELLA DC OMISE</b>	<b>7</b>
Regione Marche. Analisi dei principali indicatori immobiliari <i>di Erika Ghirardo, Alessandra Storniolo e Caterina Andreussi</i>	9
Roma e la sua provincia. Analisi per zona Omi dei principali indicatori immobiliari <i>di Alessandra Storniolo, Erika Ghirardo e Maurizio Festa</i>	33
Stima di una funzione di prezzo edonico. Il caso di Catania <i>di Erika Ghirardo e Caterina Andreussi</i>	57
Potenzialità DB Schede Omi ai fini estimali. Case study <i>di Alessandro Stramaglia e Gennaro Chirola</i>	69
Lo stock immobiliare nelle regioni italiane. Analisi della distribuzione e dei cluster <i>di Maurizio Festa, Alessandra Storniolo e Gregorio Venditti</i>	101
<b>COMMENTI E RIFLESSIONI</b>	<b>123</b>
La misura della volatilità residua del prezzo delle abitazioni: modello teorico ed evidenze empiriche <i>di Mauro Iacobini e Gaetano Lisi</i>	125
Locazione, rendimenti e tassazione: alcuni dati <i>di Gianni Guerrieri</i>	143



## Presentazione dei Quaderni

*di Gianni Guerrieri*

In questo secondo numero dei Quaderni dell'Osservatorio si presentano, nella prima parte dedicata alle Ricerche e analisi della Direzione Centrale Osservatorio Mercato Immobiliare e Servizi Estimativi (DC OMISE) dell'Agenzia del Territorio, una serie di lavori il cui comun denominatore è l'approfondimento di alcuni mercati locali sotto diversi punti di vista.

I primi due articoli, sono un aggiornamento di relazioni presentate alla XXXI Conferenza nazionale organizzata dall'Associazione Italiana Scienze Regionali. Il primo riguarda l'analisi dei trend del mercato residenziale e delle gerarchie di valori esistenti nel territorio e all'interno dei capoluoghi di provincia della regione Marche. Il secondo, invece, riguarda specificamente il comune di Roma che, per la sua estensione territoriale, rappresenta una complessità unica nel panorama italiano.

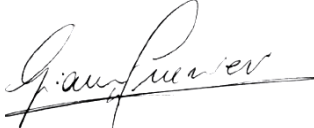
Entrambi gli articoli mettono ben in evidenza la potenzialità conoscitiva dei dati disponibili presso l'Agenzia, per una lettura economica del territorio.

Ulteriori due saggi brevi sono dedicati all'utilizzo di procedimenti statistici, ancorati alla letteratura sui modelli edonici, impiegando i dati rilevabili dall'archivio OMI relativo alle schede di rilevazione utilizzate per la determinazione delle quotazioni immobiliari. Il primo si riferisce alle zone centrali e semicentrali del comune di Catania. Il secondo, invece, riguarda la zona di Mestre. I risultati sembrano incoraggianti per l'impiego di questi procedimenti al fine della stima dei prezzi e per comprendere quali variabili spiegano i prezzi medesimi. Infine, viene presentato uno studio relativo all'analisi delle diversità e delle similitudini tra le regioni italiane utilizzando le informazioni relative allo stock immobiliare edificato nei diversi ambiti territoriali.

Come già spiegato nella prima pubblicazione dei Quaderni, una seconda sezione della rivista - Commenti e riflessioni - è dedicata a contributi di analisi e studi svolti da soggetti interni all'Agenzia o ad essa esterni, concernenti il mercato immobiliare non correlati alle attività di studio e di produzione statistica dei dati propria della DC OMISE. Ovviamente in questo caso i lavori, pur essendo approvati dalla redazione della rivista, riportano esclusivamente le opinioni e le convinzioni degli autori e non impegnano, in alcun modo, la responsabilità dell'Agenzia del Territorio. In questo numero sono presentati due saggi: il primo attinente ad una analisi delle locazioni e dei relativi rendimenti nel comparto abitativo, il secondo, propone un modello esplicativo dei prezzi di mercato ed in particolare della volatilità residua non dipendente dalla eterogeneità delle caratteristiche dei beni, ma è sostanzialmente dovuta all'eterogeneità delle parti coinvolte nello scambio; in particolare, al potere di contrattazione, all'asimmetria informativa e ai costi di ricerca sostenuti da compratori e venditori.

La pubblicazione dei Quaderni è semestrale e quindi il prossimo numero sarà disponibile tendenzialmente attorno al 15 maggio dell'anno prossimo e sarà pubblicato sul sito internet dell'Agenzia del Territorio. Sarà inviato per e-mail, a chi ne fosse interessato, il link alla specifica pagina di internet.

Il direttore editoriale



*Ricerche e analisi  
dell'Osservatorio  
del Mercato Immobiliare*



## Regione Marche: Analisi dei principali indicatori immobiliari<sup>1</sup>

---

*di Erika Ghirardo, Alessandra Storniolo e Caterina Andreussi*

### 1.1. Sommario

Il presente lavoro è orientato a fornire un'analisi quantitativa dei principali indicatori del settore immobiliare relativo alle abitazioni della regione Marche, in particolare il volume delle compravendite, gli andamenti ed i differenziali territoriali delle quotazioni. Allo scopo, l'analisi sarà condotta utilizzando dati di particolare dettaglio, anche a livello sub-comunale.

L'obiettivo dello studio, prettamente applicativo, è quello di fornire un contributo all'interpretazione di fenomeni locali relativi al mercato immobiliare. Con il supporto di tecniche di rappresentazione cartografica e di indici di statistica descrittiva, si intende, quindi, delineare in particolare le principali caratteristiche del mercato residenziale (immobili ad uso abitativo) dei capoluoghi della regione Marche. L'indagine coinvolge le unità immobiliari presenti, il numero di compravendite e il valore delle abitazioni. Sarà in particolare condotta, per ogni provincia, un'analisi sui livelli di gerarchia delle quotazioni tra fasce centrali e esterne allo scopo di evidenziare particolari caratteristiche urbanistiche. La disponibilità di informazioni sulla superficie delle unità abitative permette, inoltre, un esame delle tipologie residenziali presenti e compravendute in ogni zona per classi dimensionali.

---

<sup>1</sup> Il presente articolo è un aggiornamento di una relazione presentata alla XXXI Conferenza nazionale organizzata dall'Associazione Italiana Scienze Regionali (AISRe, Atti della XXXI Conferenza Scientifica Annuale, Aosta, 2010).



## 1.2. Introduzione

Il crescente interesse per la comprensione delle dinamiche del mercato immobiliare rende necessario disporre di dati sempre più accurati. L'Agenzia del Territorio, nell'ambito dei suoi compiti istituzionali, gestisce banche dati di rilievo nazionale: l'archivio catastale, l'archivio della pubblicità immobiliare e l'archivio dell'osservatorio del mercato immobiliare (OMI).

Negli ultimi anni, grazie anche ai notevoli miglioramenti informatici, si sono rese disponibili informazioni in numero crescente, sempre più dettagliate e di migliore qualità. In questo articolo si intende mostrare come l'utilizzo integrato di alcune delle variabili presenti in tali banche dati consenta di migliorare l'informazione contribuendo alla trasparenza del mercato immobiliare. In particolare, nel seguito si utilizzano informazioni inerenti lo *stock*<sup>2</sup> abitativo tratto dalla banca dati catastale, i dati relativi al numero di compravendite di abitazioni (NTN<sup>3</sup>) estratti dagli archivi della pubblicità immobiliare (ex Conservatorie) e infine le quotazioni immobiliari desunte dalla banca dati dell'OMI. Per depurare la dipendenza del NTN dallo stock spesso si farà riferimento all'indicatore IMI<sup>4</sup> ottenuto come rapporto tra le due quantità. Si precisa, infine, che tutte le quantità in esame si riferiscono al solo settore residenziale, ancorché a volte si utilizzi il termine più generico di "immobili".

Il dettaglio territoriale minimo dei dati è riferito alla zona OMI, che può essere definita<sup>5</sup> come "una porzione continua del territorio comunale che riflette un comparto omogeneo del mercato immobiliare locale, nel quale si registra uniformità di apprezzamento per condizioni economiche e socio-ambientali". La zona rappresenta il punto di partenza per la formazione delle quotazioni e per ognuna è calcolato un intervallo di quotazioni, a partire da indagini puntuali sul territorio. Le zone OMI sono raggruppate nelle seguenti fasce: centrale (codice B), semicentrale (C), periferica (D), suburbana (E) e rurale (R). All'interno di ciascuna fascia vi possono essere più zone ed ognuna è quindi contraddistinta da un numero identificativo.

Con un'operazione di unione base dati si è cercato di attribuire alla zona ulteriori informazioni disponibili a livello comunale. In particolare, ad ogni zona si è cercato di associare lo stock e il numero di NTN. Si tratta di un'unione soggetta ad un certo margine di errore in quanto una quota, variabile per ogni comune, di NTN e stock non trova esatta collocazione all'interno di una zona<sup>6</sup>. Queste quantità non associate sono indicate nel seguito con ND.

Per definire le caratteristiche immobiliari della regione, rispetto alla più ampia situazione nazionale, nel paragrafo 2 si riporta una descrizione degli indicatori del mercato immobiliare della regione Marche e delle sue province. Nei successivi paragrafi si fornisce, distintamente per ogni capoluogo di provincia, un'analisi dello stock e del numero di compravendite al 2011 con variazione al 2010. Per le quotazioni si fornisce anche l'andamento dal partire dal 2004. Infine, nell'ultimo paragrafo, per le stesse città, si riporta una breve analisi di confronto. Il dettaglio per singola zona delle quantità citate è riportato nelle tabelle in appendice.

---

<sup>2</sup> Lo stock immobiliare è il numero di unità immobiliari censito negli archivi catastali, distinto per tipologia catastale.

<sup>3</sup> Il NTN è il numero di transazioni normalizzato e rappresenta il numero di unità immobiliari compravendute rispetto alla quota di proprietà, avvenute in un determinato periodo di tempo.

<sup>4</sup> L'IMI rappresenta l'intensità del mercato immobiliare, calcolato come rapporto tra lo stock e il NTN, misura il grado relativo stock compravenduto fornendo indicazioni sulla dinamicità del mercato.

<sup>5</sup> La definizione di zona è tratta dal Manuale della banca dati dell'osservatorio del mercato immobiliare - Versione del 31 dicembre 2008. A tale manuale, disponibile sul sito dell'Agenzia, si può fare riferimento per un approfondimento sulle metodologie di costruzione delle quotazioni dell'osservatorio.

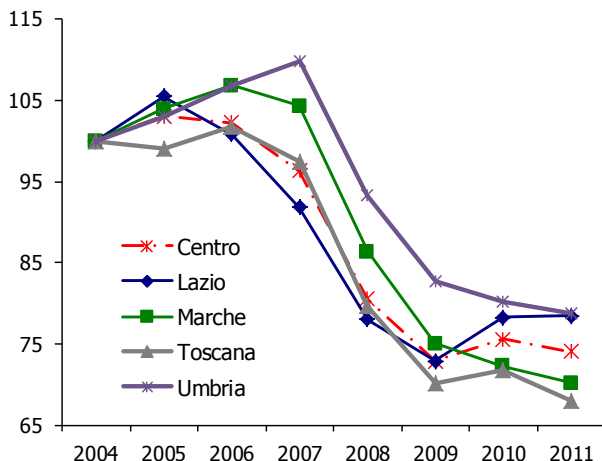
<sup>6</sup> Esistono, infatti, delle criticità legate al non completo allineamento tra cartografia e archivi censuari catastali.

### 1.3. La regione Marche

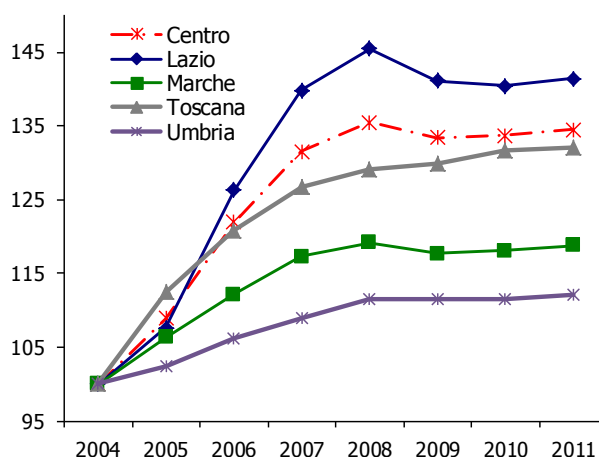
Con 852.053 unità immobiliari residenziali, la regione Marche rappresenta il 2,6% circa dello stock nazionale e il 13,3% dell'area territoriale Centro<sup>7</sup>. Nel 2011 nella regione si sono registrate 14.872 NTN, 2,6% del totale Italia, e 12,6% del Centro. Rispetto al 2010 si registra un calo del -2,9%, flessione poco superiore al calo nazionale (-2,3%)<sup>8</sup>. Il 19% circa delle vendite regionali, 2.825 NTN, è effettuato nei comuni capoluoghi, con un andamento ancora negativo, -1,0% seppure inferiore a quello regionale. Sono i comuni del resto della provincia a subire il calo maggiore con -3,4%.

L'andamento del NTN dal 2004, riportato nella serie dei numeri indice di **Figura 1** mostra per la regione Marche, rispetto alle regioni del Centro, variazioni superiori alla media dell'area fino al 2009 e inferiori nei due anni successivi. Le dinamiche dei prezzi regionali, **Figura 2**, seguono soprattutto i trend di Umbria e Toscana registrando valori in aumento fino al 2008, un calo nel 2009 e tassi lievemente positivi nel 2010 e nel 2011. In generale i tassi di variazione si sono mantenuti sotto la media dell'area molto influenzata, come ovvio, dall'importanza del Lazio.

**Figura 1: Numeri indice NTN regioni**



**Figura 2: Numeri indice quotazioni regioni**



Distinguendo i capoluoghi dal resto della provincia, la serie dei numeri indice del NTN dal 2004 (**Figura 3**), mostra una crescita generale fino al 2006 e poi una flessione tuttora in atto seppure a tassi rallentati. Del tutto analogo l'andamento dell'indicatore IMI, riportato in **Figura 4**, che mostra una maggiore dinamicità del mercato nei comuni minori rispetto ai capoluoghi.

Considerazioni diverse possono farsi in relazione alle quotazioni (**Figura 5**) che hanno mostrato variazioni positive fino al 2008, per flettere leggermente nel 2009 e riprendere a salire, seppur lievemente, nel 2010 e nel 2011, nonostante il calo delle compravendite. Da evidenziare, inoltre, che dal 2004 la crescita delle quotazioni nei capoluoghi è stata più elevata di quella registrata nei comuni minori. La distinzione tra capoluoghi e comuni minori permette di cogliere le diversità di dinamica tra grandi centri e comuni più piccoli.

<sup>7</sup> Classifica aree territoriali ISTAT.

<sup>8</sup> Per un approfondimento sull'andamento nazionale del settore residenziale nel 2011 si può consultare la pubblicazione "Rapporto Immobiliare 2012 - Il settore residenziale" disponibile nel sito dell'Agenzia del Territorio all'indirizzo <http://www.agenziaterritorio.gov.it>.

La **Figura 6** visualizza la mappa dei differenziali, calcolati come rapporto tra le quotazioni medie di ciascun comune e la quotazione media regionale<sup>9</sup>, evidenziando come la maggior parte dei comuni della regione presenti valori sotto la media regionale, poco più del 50% ha un differenziale inferiore a 0,9. Per il 28,0% dei comuni la quotazione è simile alla media regionale con un differenziale tra 0,9 e 1,1. Solo per 14 comuni si registra un differenziale tra 1,7 e 2,5, si tratta in particolare, oltre che dei capoluoghi di provincia di Ancona e Pesaro, di comuni situati lungo la fascia costiera (Senigallia, San Benetto del Tronto).

Un peso lievemente maggiore sul mercato residenziale della regione è da attribuirsi al capoluogo regionale, 33,6% sul totale regionale e 39,4% sul totale dei capoluoghi, seppure la distribuzione provinciale del NTN appaia piuttosto equilibrata (**Figura 7 e Figura 8**).

---

<sup>9</sup> La quotazione media comunale è ottenuta come media delle quotazioni medie dei singoli comuni ponderate per lo stock.

Figura 3: Numero indice NTN base fissa 2004.

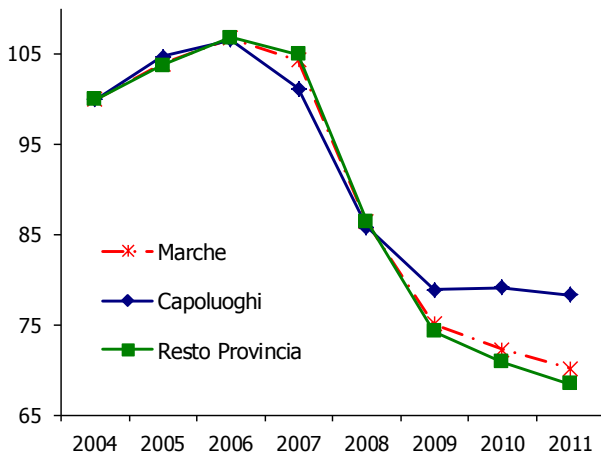


Figura 4: Andamento IMI dal 2004.

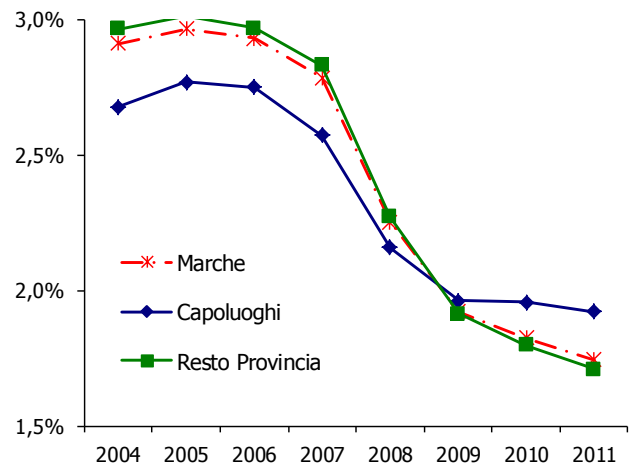


Figura 5: Numero indice quotazioni base fissa 2004.

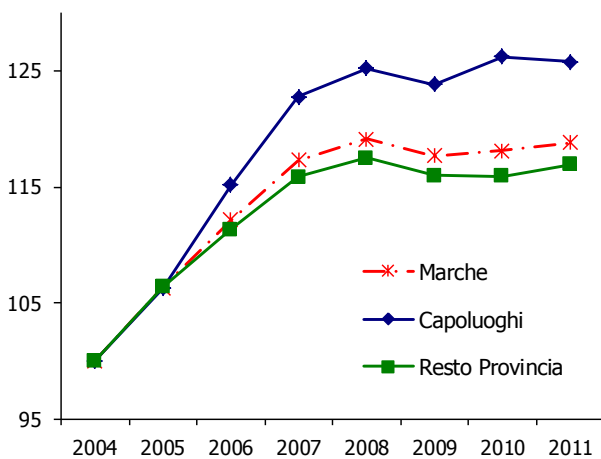


Figura 6: Differenziali quotazioni 2011 dalla media regionale.

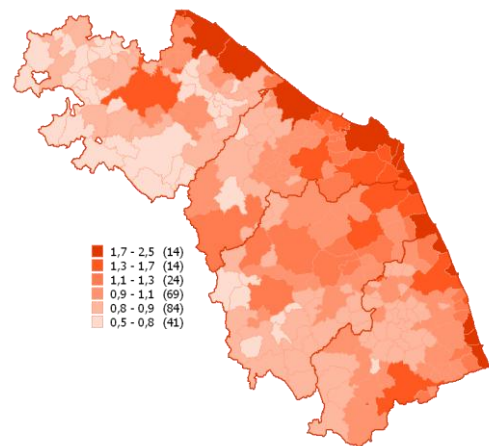


Figura 7: Distribuzione NTN province.

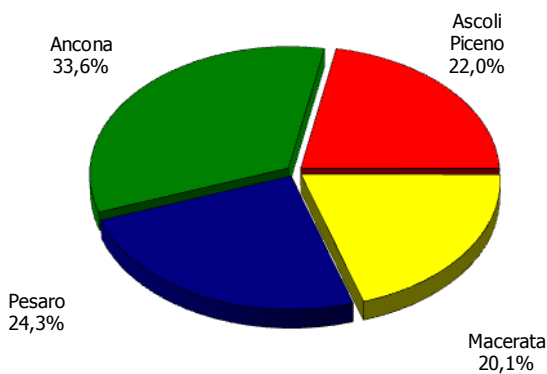
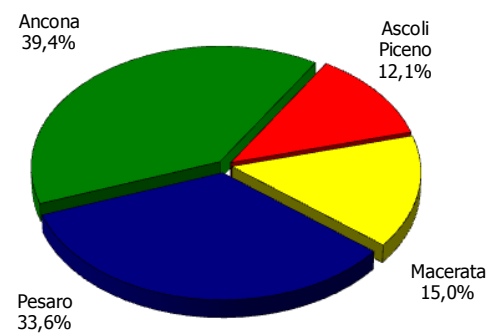


Figura 8: Distribuzione NTN capoluoghi.



Elaborando l'informazione sulle transazioni per dimensione<sup>10</sup> delle abitazioni è possibile indagare la distribuzione del NTN sotto il profilo della classe di superficie. La **Figura 9** riassume la distribuzione percentuale delle tipologie abitative compravendute nei capoluoghi marchigiani riportando anche, a titolo di riferimento, per ciascuna tipologia la quota nazionale (linea tratteggiata) e la quota regionale (linea continua). Nel 2011 il 38% circa delle transazioni nazionali ha riguardato abitazioni di taglio piccolo, inferiore il valore nella regione Marche, 34%. Quest'ultima percentuale è influenzata dall'alto numero di transazioni di abitazioni piccole registrate nella provincia di Pesaro, 43%, mentre le altre province si attestano a livelli inferiori passando dal 23% di Ascoli Piceno al 27% di Ancona. Le abitazioni medie, che coinvolgono il 52% circa delle compravendite totali nazionali, riguardano il 55% del NTN marchigiano. Rispetto a questa percentuale il valore più elevato si riscontra ad Ascoli Piceno e Ancona, 63%, mentre il più basso a Pesaro, 50%. Per le abitazioni grandi Ancona e Macerata si attestano intorno al valore medio nazionale. Ascoli Piceno presenta invece la quota maggiore di abitazioni compravendute di taglio grande, 14% mentre Pesaro la quota minore, 7%. Considerazioni più accurate sono possibili confrontando i valori di NTN per dimensione rispetto allo stock esistente in ciascun capoluogo valutando, quindi, il livello di IMI, riportato nella tabella della stessa Figura 9. Per le tipologie piccola e media il mercato risulta più dinamico ad Ancona, mentre per la tipologia grande è Pesaro a mostrare l'IMI maggiore 2,52%.

---

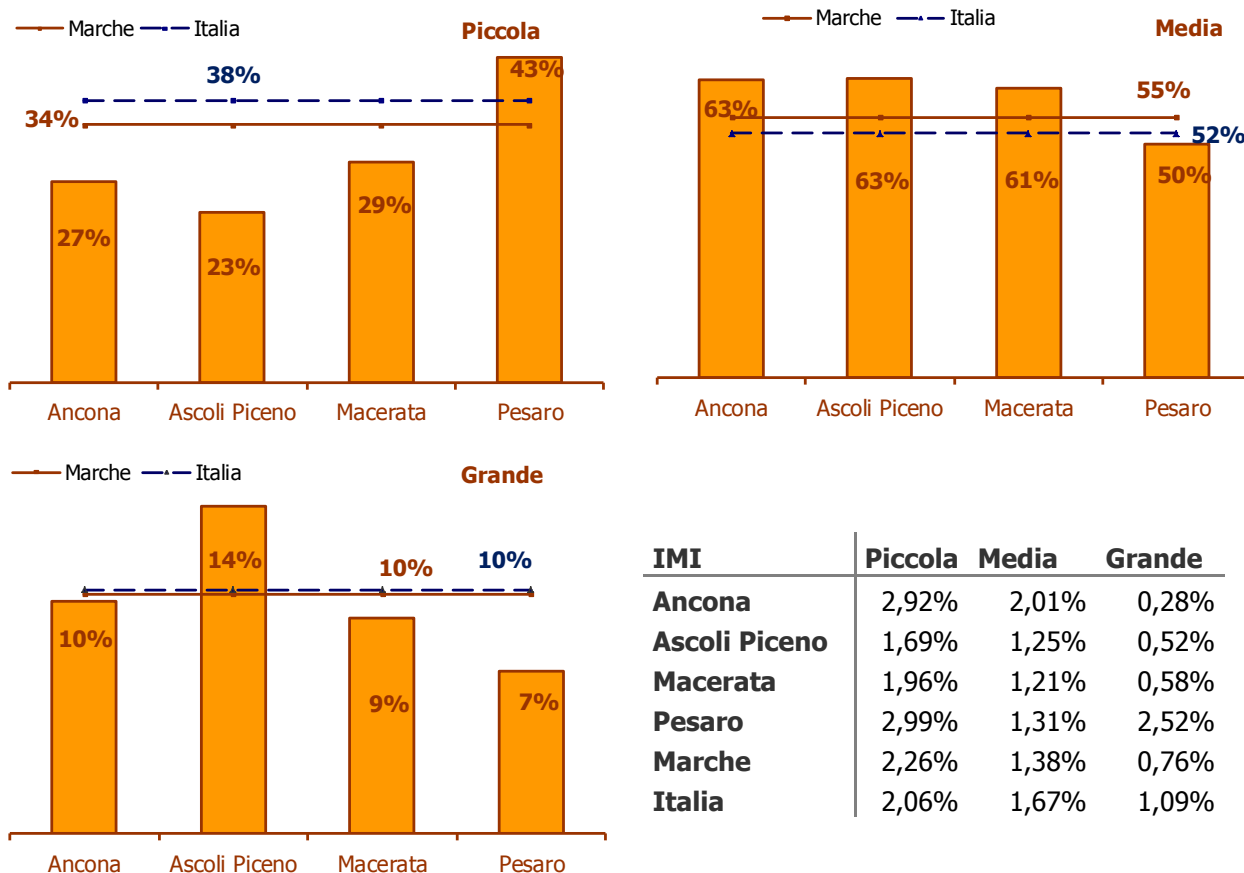
<sup>10</sup> La disponibilità dell'informazione sul numero di vani e sulla superficie permette di distinguere le transazioni, NTN, in relazione alla dimensione. In questa analisi si distinguono in particolare le seguenti classi dimensionali:

piccola: fino a 4 vani catastali;

media: da 4,5 fino a 7 vani catastali;

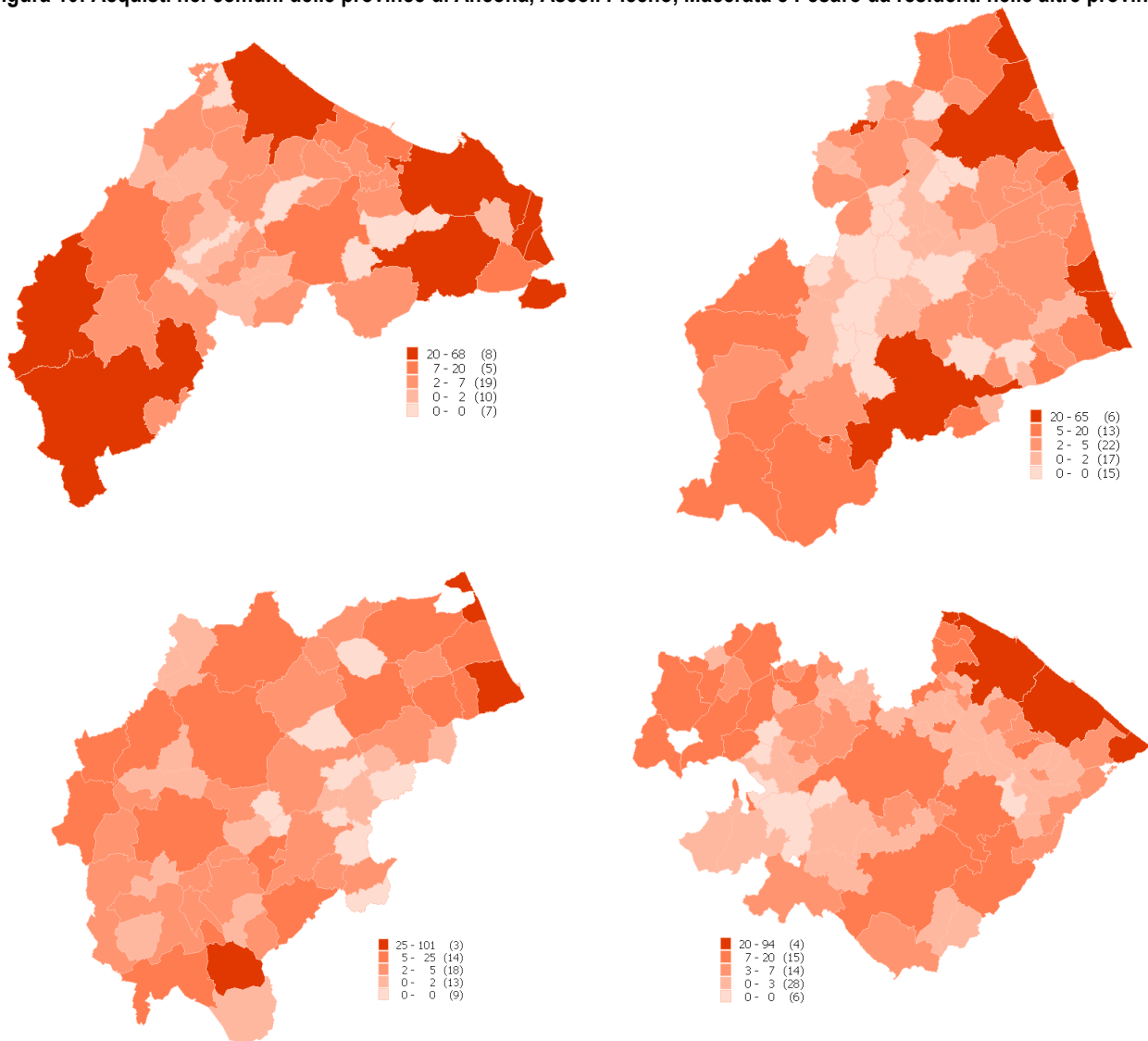
grande: maggiore di 7 vani catastali.

Figura 9: Distribuzione NTN per classi dimensionali e tabella IMI.



Un'altra interessante analisi che aiuta a comprendere l'attrattiva di una città e del suo mercato immobiliare può essere ottenuta attraverso le informazioni che riguardano gli immobili acquistati da non residenti. Le mappe di **Figura 10** riportano per ciascuna provincia la distribuzione del NTN effettuate da residenti in altra provincia. Per la provincia di Ancona si nota interesse oltre che per gli immobili situati nei comuni costieri di anche per le più interne città di Fabriano e Sasso Ferrato. Ad Ascoli Piceno, oltre che verso il capoluogo, la domanda di abitazioni da parte di residenti fuori provincia si rivolge soprattutto verso i comuni marini delle più note località turistiche. Per Macerata gli acquisti si rivolgono in gran parte verso il comune di Porto Recanati. Nella provincia di Pesaro, oltre che verso il capoluogo, gli immobili più acquistati da residenti fuori provincia sono quelli ubicati nei comuni di Fano, Gabicce Mare e Mondolfo.

Figura 10: Acquisti nei comuni delle province di Ancona, Ascoli Piceno, Macerata e Pesaro da residenti nelle altre province.



#### 1.4. Ancona

Nel 2011, con 1.161 NTN, il capoluogo marchigiano rappresenta circa il 39% delle compravendite realizzate nei capoluoghi della regione e il 36% dello stock residenziale, con 52.075 unità, registrando un calo delle compravendite del -4,2%, flessione di un paio di punti percentuali più elevata rispetto a quella regionale pari al -2,9%.

Nel 2011 Ancona è suddivisa in 18 zone omogenee di cui 7 centrali, 5 semicentrali, 3 periferiche, 1 suburbana e 2 rurali. Il dettaglio di zona dei principali indicatori è disponibile nella **Tabella 5** dell'appendice<sup>11</sup>. La distribuzione per zona del NTN mostra una concentrazione elevata delle compravendite nelle zone C2 e D1 con quote del 19% e 15% circa rispettivamente. Se si trascura la zona portuale C5, che mostra un numero

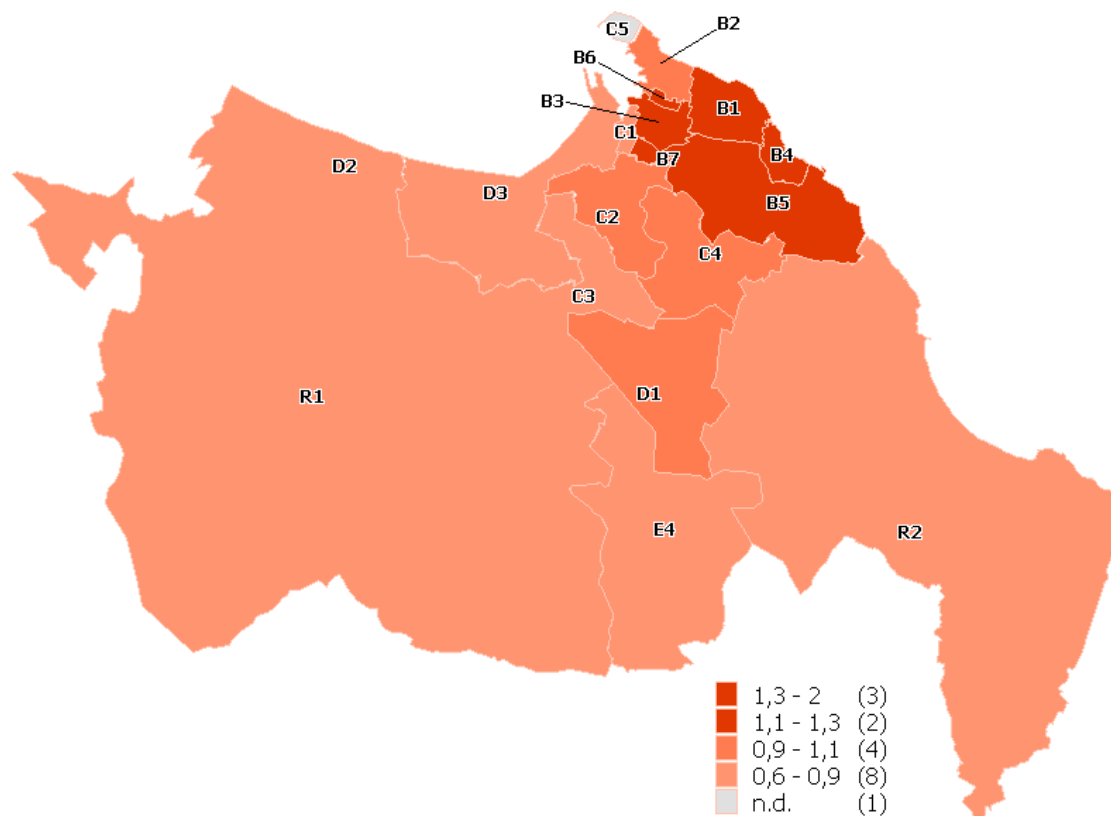
<sup>11</sup> Le compravendite di immobili non associate (ND) rappresentano l'8% circa del totale.

esiguo di transazioni, le zone C2 e D1 sono tra quelle a mostrare anche la maggiore dinamica del mercato in termini di IMI.

La quotazione media del comune, pesata con lo stock di zona, è pari a 1.901 €/m<sup>2</sup> in calo del -1,9% rispetto al 2010. Le quotazioni medie di zona aumentano in modo abbastanza regolare dal centro verso le zone più esterne come evidenzia la

Figura 11 che riporta i differenziali di quotazioni rispetto alla media<sup>12</sup>. E' interessante notare che la variabilità delle quotazioni di zona misurata dal rapporto tra il valore massimo, che si osserva nella zona B5, 2.725 €/m<sup>2</sup>, e quello minimo, rilevato nella zona C1, 1.386 €/m<sup>2</sup>, è pari a 2. Questo parametro può aiutare a comprendere le differenze tra valori del centro e delle altre fasce.

Figura 11: Differenziali di quotazioni 2011 ad Ancona, rispetto alla media.



Aggregando le zone in fasce (Tabella 1) si nota come la maggior parte delle compravendite riguardi immobili del centro e del semicentro, dove si concentra circa il 66% dello stock. L'IMI più elevato si riscontra nella fascia periferica in cui la quota di stock compravenduto nel 2011 risulta intorno al 2,4%. In quest'ottica risulta più interessante l'indagine dell'andamento delle quotazioni dalle fasce esterne verso il centro. La fascia rurale risulta apprezzata in modo simile rispetto a quella suburbana e presenta anche un valore dell'IMI di poco più elevato. Lievi le differenze di prezzo tra semicentro e periferia. Quanto detto è evidenziato dall'indice di fascia riportato nella stessa Tabella 1, che calcolato rispetto al valore minimo, mostra il livello di quotazione di

<sup>12</sup> Il differenziale è calcolato come rapporto tra la quotazione di ciascuna zona e la media aritmetica semplice di tutte le quotazioni di zona della città.



ciascuna fascia. Appare chiaro che il valore massimo è nella fascia centrale, superiore di circa il 34% rispetto al minimo e del 20% dal semicentro, mentre minori risultano le distanze delle altre fasce.

Tabella 1: Principali indicatori città di Ancona per fascia.

Fascia	NTN 2011	Var. NTN 11/10	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10	Indice di fascia 2011
Centrale	321	-11,2%	16.125	1,99%	2.182	-2,5%	
Semicentrale	344	-9,2%	18.125	1,90%	1.818	-1,9%	
Periferica	254	44,2%	10.738	2,37%	1.774	-1,0%	
Suburbana	8	-23,7%	529	1,44%	1.633	0,0%	
Rurale	91	-28,9%	5.755	1,58%	1.636	-1,9%	
ND	94	-11,55%	803	-	-	-	
<b>Ancona</b>	<b>1.112</b>	<b>-4,2%</b>	<b>52.075</b>	<b>2,14%</b>	<b>1.901</b>	<b>-1,9%</b>	

La disponibilità delle quotazioni per singola zona dal 2004 permette di calcolare per ogni fascia la serie dei numeri indici a base fissa 2004 (Figura 12). Per Ancona si evidenzia una crescita dei prezzi, seppure a tassi rallentati, fino al 2008 e poi cali dal 2009, sebbene anche in questo caso con tassi di perdita decrescenti. Rispetto alla media della città, le fasce rurale, suburbana e semicentrale mostrano, nel periodo di espansione, una crescita maggiore delle quotazioni. E' inoltre evidente una accentuata espansione delle prime due negli anni 2006 e 2007.

Le serie dei numeri indice delle quotazioni delle sole zone del centro (zone B) e di quelle esterne (tutte le altre), mostrate in Figura 14, seguono un andamento analogo nei segni dei tassi di variazione. Tuttavia, il centro anticipa di un anno l'inizio della fase di calo, seppure con un tasso negativo molto contenuto, -0,3%. Inoltre, tra il 2004 e il 2007, fase di crescita delle quotazioni, le fasce esterne alla città evidenziano tassi di crescita superiori così come nella fase di flessione i tassi di calo dell'esterno risultano minori rispetto a quelli registrati nel centro. Tale fenomeno va probabilmente imputato alla convenienza dei prezzi delle zone esterne che sposta in questa parte della città la domanda.

Tuttavia, questa considerazione non è del tutto confermata dall'andamento del differenziale di valori, di cui si sarebbe attesa una forte diminuzione a favore di un allineamento dei due mercati. Ad onore del vero, però, dal 2004 al 2011 il differenziale di quotazione tra centro ed esterno è passato da circa 1,3 a circa a 1,2 senza mostrare, quindi, particolari variazioni.

Figura 12: Numero indice quotazioni (2004=100) per fasce e variazione Ancona.

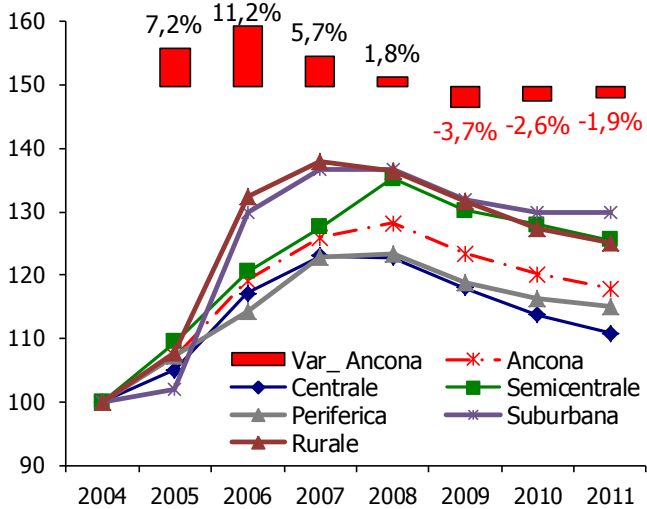
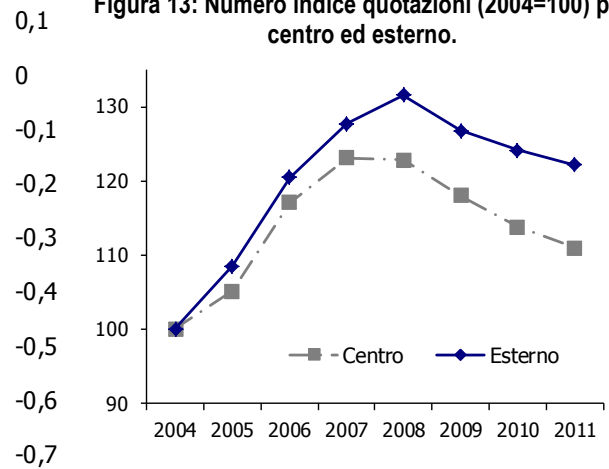


Figura 13: Numero indice quotazioni (2004=100) per centro ed esterno.



Lo stock e il NTN per zona e per classi di superficie rende possibile il confronto della distribuzione per dimensione delle abitazioni nelle zone del centro (zone B) e delle zone esterne (tutte le altre) così come rappresentato dai grafici di Figura 14 e Figura 14. Analogamente alla distribuzione dello stock, nel 2011, le transazioni di abitazioni hanno coinvolto sia nella fascia centrale sia nelle fasce esterne, abitazioni di dimensione media. Inoltre, sia in centro sia all'esterno le abitazioni di taglio piccolo sono scambiate con percentuali superiori rispetto allo stock presente. Al contrario per le abitazioni grandi la quota di compravendite risulta inferiore alla quota di stock presente.

Figura 14: Distribuzione stock per dimensione abitazioni tra centro ed esterno.

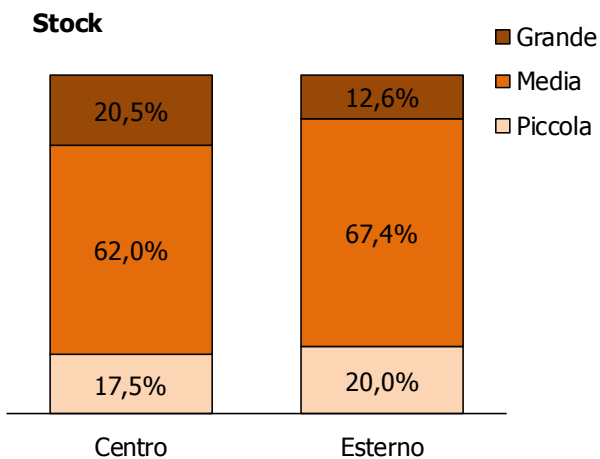
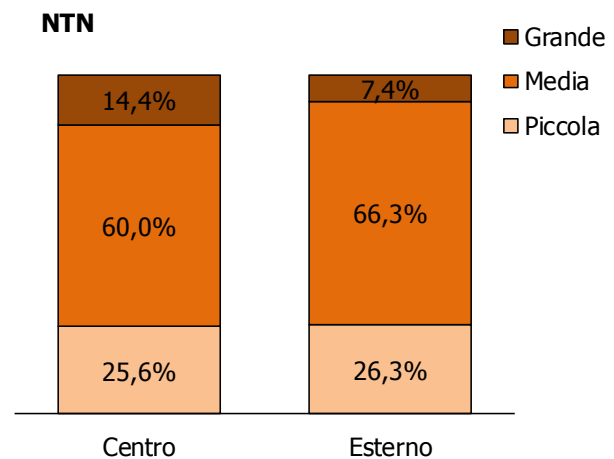


Figura 15: Distribuzione NTN per dimensione abitazioni tra centro ed esterno.



### 1.4.1. Ascoli Piceno

La provincia di Ascoli Piceno registra, nel 2011, 341 transazioni di abitazioni, 12% circa del totale NTN dei capoluoghi contando uno stock immobiliare di 25.177 unità, 17% dello stock dei capoluoghi della regione. In

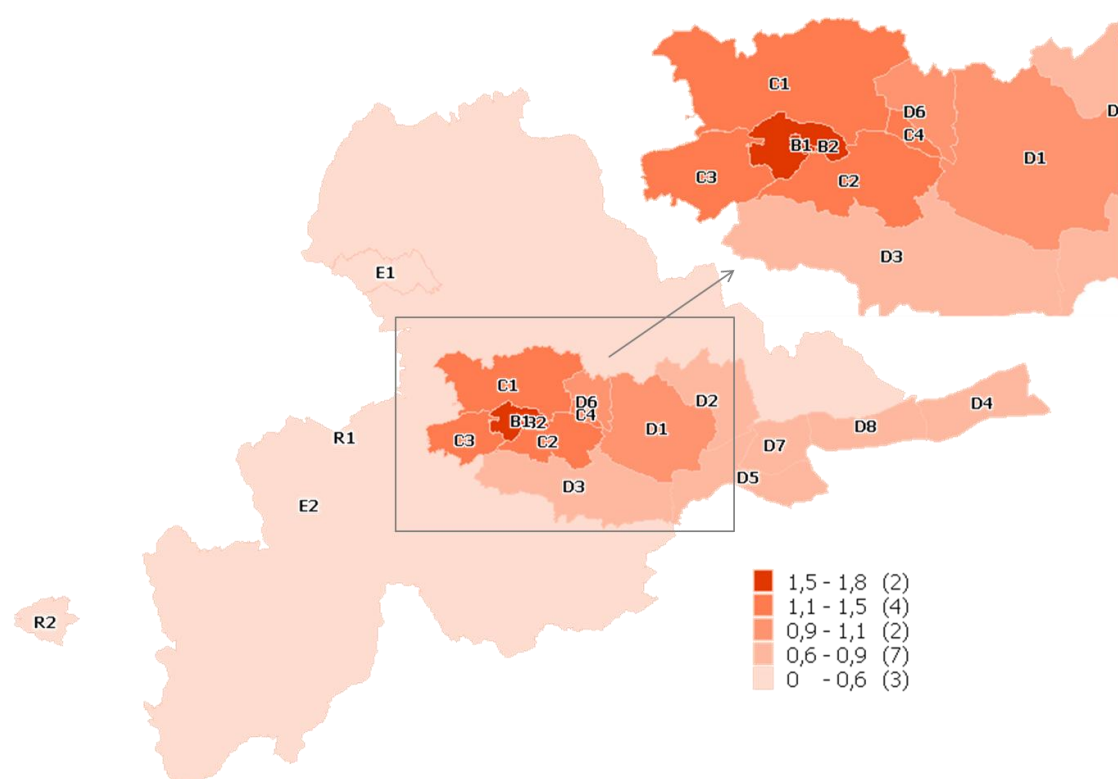
termini di variazione Ascoli Piceno è il capoluogo che mostra il calo maggiore del NTN, -11,3 % rispetto al 2010.

Ascoli Piceno è suddivisa in 18 zone omogenee, di cui 2 di fascia centrale, 4 semicentrali, 8 periferiche, 2 suburbane e 2 rurali. Il dettaglio dei dati per singola zona è riportato nella **Tabella 6** dell'appendice<sup>13</sup>. In linea con la distribuzione dello stock le compravendite dell'anno si concentrano principalmente nelle zone B2, C1 e C2 che coinvolgono il 55% del NTN a fronte del 54% di stock.

La quotazione più elevata, pari a 2.533 €/m<sup>2</sup>, si registra nella zona centrale B1 mentre quella minima, 715 €/m<sup>2</sup>, si rileva nelle due zone rurali R1 e R2. Più in dettaglio la mappa di

**Figura 16**, che riporta i differenziali di quotazione per ciascuna zona rispetto alla quotazione media della città, evidenziando valori più elevati nelle zone del centro e semicentro.

**Figura 16: Differenziali di quotazioni (2011) di Ascoli Piceno, rispetto alla media.**



Dalla **Tabella 2**, in cui si sono raggruppati per fascia i dati di zona, emerge che il calo delle transazioni è diffuso in tutte le fasce. L'analisi delle quotazioni mostra una gerarchia dei prezzi, passando dalla fascia centrale verso le fasce esterne si osservano, infatti, quotazioni decrescenti. In particolare, il maggiore incremento che si osserva è tra la quotazione della fascia periferica e suburbana. Nell'ipotesi di considerare solo la distinzione tra centro e resto delle fasce si osserverebbe una quotazione del centro superiore di 1,8 volte quello delle altre fasce globalmente considerate.

<sup>13</sup> Le compravendite ND rappresentano il 9% del totale delle transazioni.

Tabella 2: Principali indicatori per fascia della città di Ascoli Piceno.

Fascia	NTN 2011	Var. NTN 11/10	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10	Indice di fascia 2011
Centrale	90	-4,2%	4.435	2,02%	2.383	0,6%	
Semicentrale	128	-10,8%	10.880	1,18%	1.944	9,1%	
Periferica	63	-11,1%	6.228	1,02%	1.408	6,5%	
Suburbana	5	-66,1%	643	0,78%	933	9,7%	
Rurale	26	-29,3%	2.797	0,92%	715	15,3%	
ND	29	-	194	-	-	-	
<b>Ascoli Piceno</b>	<b>341</b>	<b>-11,3%</b>	<b>25.177</b>	<b>1,35%</b>	<b>1.725</b>	<b>6,6%</b>	

La serie dei numeri indice delle quotazioni dal 2004, Figura 17, mostra per tutte le fasce un andamento crescente, seppure con tassi di crescita differenti. In particolare, molto simili gli andamenti delle fasce centrale, semicentrale e periferica. La fascia suburbana ha sempre mostrato tassi di crescita più elevati rispetto alle altre. Per la fascia rurale si è assistito dal 2008 ad un forte aumento delle quotazioni, anche se va precisato che si tratta di una porzione territoriale che registra un numero esiguo di transazioni, probabilmente proprio in considerazione della sua caratteristica di ruralità. Quest'aumento dei prezzi, seppure elevato, va quindi valutato tenendo in considerazione questa sua prerogativa.

Le dinamiche di crescita tra centro e zone esterne (Figura 18) evidenziano una sostanziale equivalenza delle due fasce fino al 2007 e successivamente una crescita più sostenuta dei prezzi nelle zone esterne.

Figura 17: Numero indice quotazioni (2004=100) per fasce e variazione Ascoli Piceno.

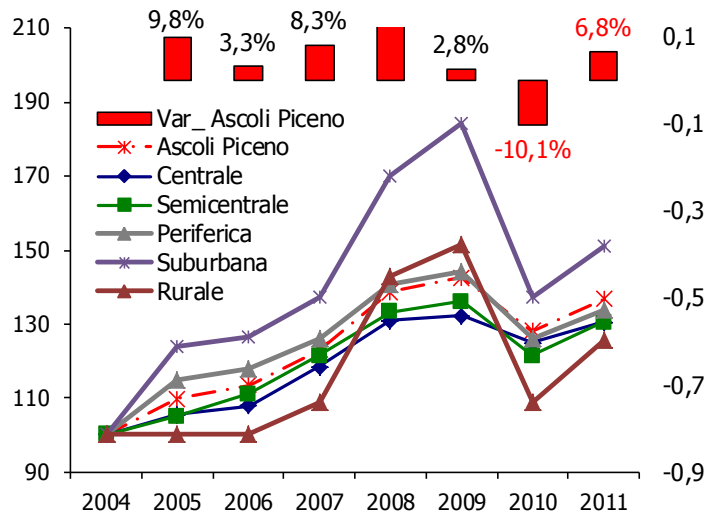
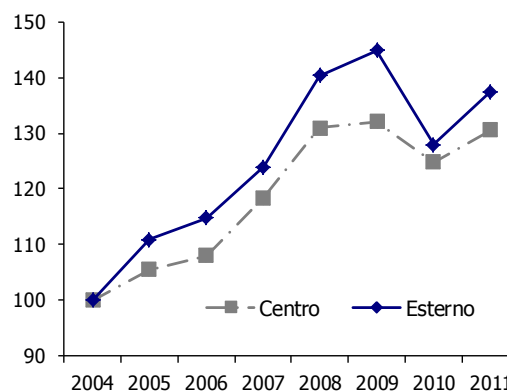


Figura 18: Numero indice quotazioni (2004=100) per centro ed esterno.



L'analisi dello stock e del NTN per classe dimensionale delle abitazioni, relativa alla città di Ascoli Piceno, evidenzia una situazione concorde alle attese (Figura 19 e Figura 20). La tipologia piccola risulta, infatti, oltre che più presente in centro, 30%, rispetto alle zone esterne, 14%, anche molto compravenduta nella fascia centrale, 39% del NTN complessivo.

Figura 19: Distribuzione stock per dimensione delle abitazioni tra centro ed esterno.

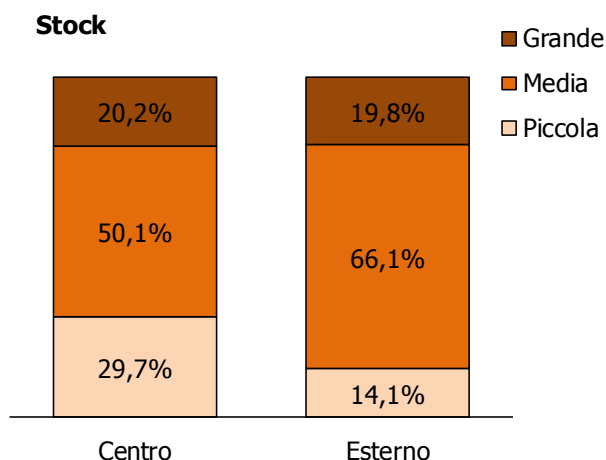
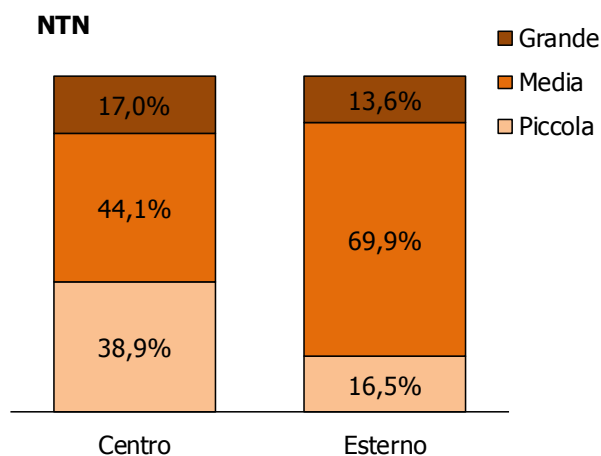


Figura 20: Distribuzione NTN per dimensione delle abitazioni tra centro ed esterno.



### 1.4.2. Macerata

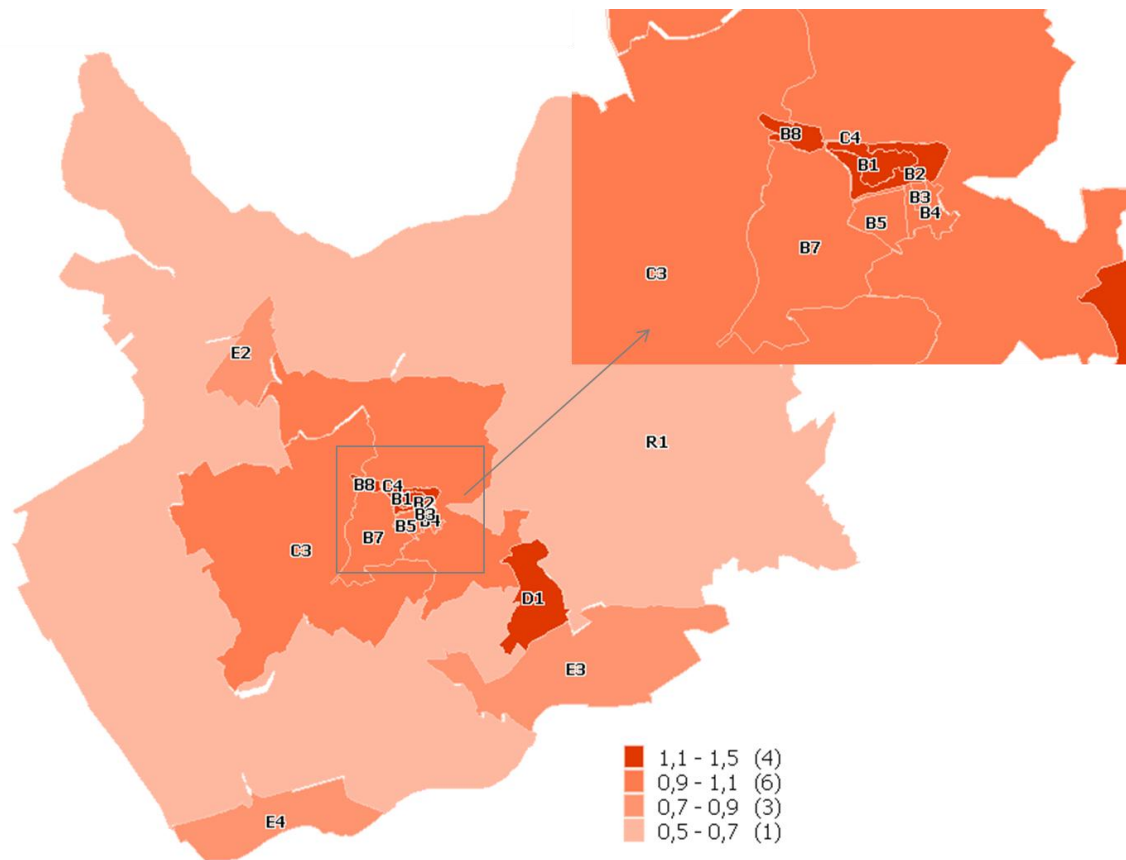
In controtendenza rispetto alle flessioni di Ancona e Ascoli Piceno, Macerata con 423 NTN registrate nel 2011 evidenzia un aumento, seppure contenuto, del +1,1%.

Macerata è divisa in 14 zone OMI: 7 centrali, 2 semicentrali, 1 periferica, 3 suburbane e 1 rurale. Dal dettaglio di zona, riportato nella

Tabella 7 dell'appendice<sup>14</sup>, emerge una dominanza delle zone semicentrali, C3 e C4, che rappresentano insieme poco più del 50% dello stock del 2011. Coerentemente con questa distribuzione è in queste due zone che si registra il 51% del NTN, per il 30% e il 21% ciascuna. La quotazione media del comune è pari a 1.534 €/m<sup>2</sup> in lieve calo dello 0,5% rispetto al 2010. Tutte le zone, ad eccezione delle centrali B8 e D1, evidenziano variazioni negative o nulle. La quotazione massima, 2.210 €/m<sup>2</sup> si rileva nella zona centrale B1 mentre la minima, 1.110 €/m<sup>2</sup>, nella rurale R1. Più in dettaglio le differenze di valori tra zone sono rappresentate nella mappa di Figura 21. Sono le zone del centro e la periferica D1 a mostrare i differenziali più elevati.

<sup>14</sup> Lo stock e le compravendite ND sono il 3% e il 15% rispettivamente.

Figura 21: Differenziali di quotazioni (2011) di Macerata, rispetto al minimo.



Dall'aggregazione dei dati per fascia riportata in **Tabella 3**, emerge una dominanza della fascia semicentrale che con 217 NTN nel 2011 rappresenta il 51% delle transazioni della città. L'indicatore IMI più elevato, 4,61%, si riscontra nella zona delle periferia anche se riguarda un numero esiguo di compravendite e di stock. Molto interessante risulta l'analisi della gerarchia dei prezzi tra fasce evidenziata nell'indice di fascia, nella stessa **Tabella 3**, che mostra il livello delle quotazioni considerando come base la fascia con quotazione minima (rurale). La quotazione minore si riscontra nella fascia rurale e diviene più elevata nelle fasce suburbana e periferica. La fascia semicentrale risulta, invece, meno apprezzata rispetto a quella periferica. Tale andamento, apparentemente strano può essere spiegato in considerazione del fatto che la fascia periferica, costituita tra l'altro dalla sola zona D1, risulta più apprezzata rispetto alla semicentrale in quanto costituita da abitazioni prevalentemente nuove.

Tabella 3: Principali indicatori per fascia della città di Macerata.

Fascia	NTN 2011	Var. NTN 11/10	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10	Indice di fascia 2011
Centrale	95	-4,1%	5.785	1,64%	1.822	-0,3%	
Semicentrale	217	2,5%	11.289	1,92%	1.530	-0,5%	
Periferica	17	0,0%	369	4,61%	1.863	0,3%	
Suburbana	40	-32,5%	2.770	1,43%	1.200	-1,1%	
Rurale	5	-68,8%	1.921	0,26%	1.110	0,0%	
ND	50	-	45	-	-	-	
<b>Macerata</b>	<b>423</b>	<b>1,1%</b>	<b>22.179</b>	<b>1,91%</b>	<b>1.534</b>	<b>-0,5%</b>	

La serie storica dei numeri indice delle quotazioni per singola fascia, mostrata in Figura 22, evidenzia una variazione accentuate nel 2009 che ha coinvolto tutte le fasce. Si rileva, in generale una crescita maggiore delle fasce suburbana e periferica rispetto alla media della città. Considerazioni diverse possono farsi distinguendo solo il centro (zone B) e le zone esterne (tutte le altre). Fino al 2006, si assiste ad una crescita maggiore delle quotazioni nelle zone esterne. Dal 2007 è iniziata una fase di calo delle quotazioni tuttora in atto, interrotta solo dal rialzo del 2010. Nelle fasce esterne, invece, il calo è iniziato nel 2008 con l'unica eccezione del rialzo del 2010.

Figura 22: Numero indice quotazioni (2004=100) per fasce e variazione Macerata.

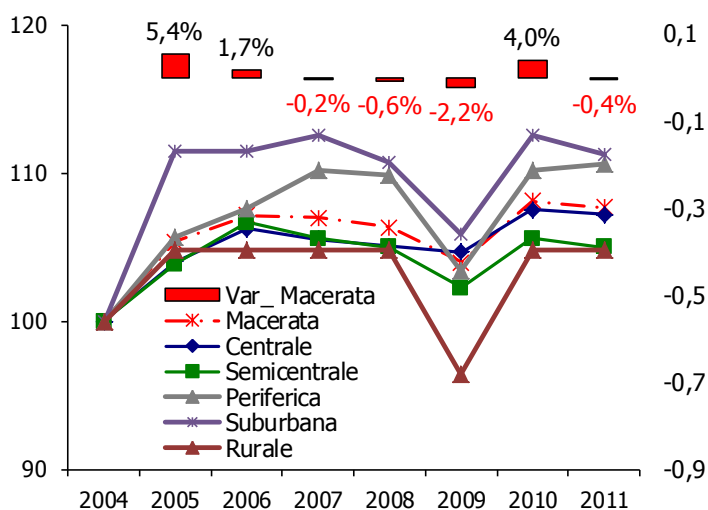
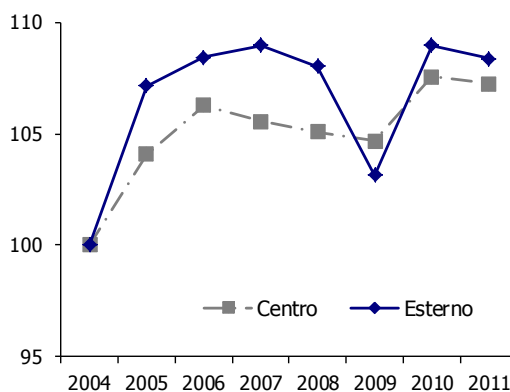


Figura 23: Numero indice quotazioni (2004=100) per centro ed esterno.



Il confronto tra stock e NTN in relazione alla classe dimensionale delle abitazioni mostra una preferenza di acquisto, sia in centro che in esterno, per le abitazioni di taglio medio (Figura 24 e Figura 25) con una percentuale molto simile alla quota di stock nelle fasce esterne della città e poco superiore nella fascia del centro. Rispetto allo stock, dagli stessi grafici, si nota che le abitazioni di piccole dimensioni sono più scambiate nelle fasce esterne dove a fronte del 15,3% di stock le transazioni riguardano il 27,3 del totale degli scambi. Infine, la percentuale di abitazioni grandi compravendute nel 2011 risulta inferiore alla quota di stock presente sia in centro sia all'esterno della città.

Figura 24: Distribuzione stock per dimensione tra centro ed esterno.

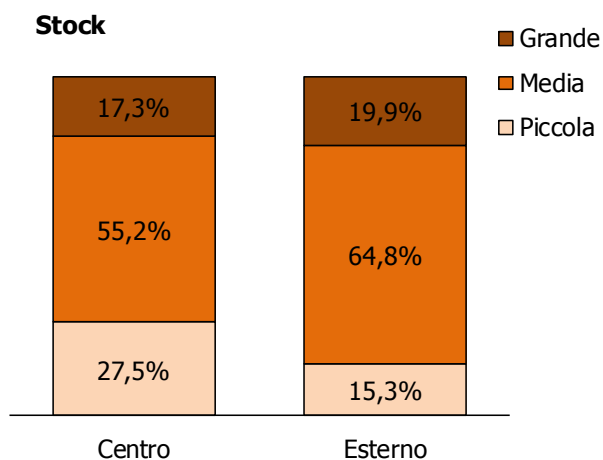
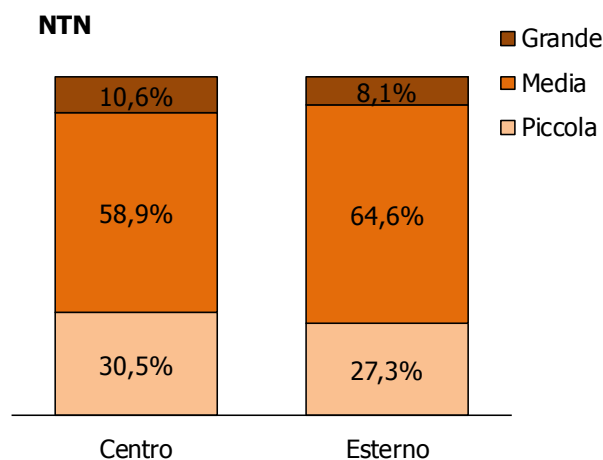


Figura 25: Distribuzione NTN per dimensione tra centro ed esterno.



### 1.4.3. Pesaro

La città di Pesaro rappresenta il 34% circa delle compravendite dei capoluoghi della regione. Con 47.587 unità immobiliari e 949 NTN è il secondo capoluogo della regione Marche per stock e compravendite nel 2011. Pesaro è suddivisa in 14 zone OMI di cui 7 centrali, 2 semicentrali, 1 periferica e 3 suburbane, non sono invece presenti le quotazioni per le zone rurali. Il dettaglio degli indicatori per ciascuna zona è riportato nella Tabella 8 dell'appendice.

Come evidenziato in Tabella 4, circa il 38% delle compravendite nel 2011 ha riguardato immobili situati nella fascia semicentrale, 358 NTN,. In questa fascia si registra anche il maggior livello di intensità del mercato con un IMI del 2,05%.

La quotazione media della città risulta 1.824 €/m<sup>2</sup> in lieve aumento dello 0,7%. Le quotazioni risultano crescenti passando dalla fasce più esterne verso quelle centrali. In particolare dall'indice di fascia, riportato nella stessa Tabella 4, si nota un importante aumento nel passare dalla fascia semicentrale a quella centrale. Più lieve l'incremento tra fascia periferica e semicentrale mentre molto elevato il salto tra semicentro e centro.

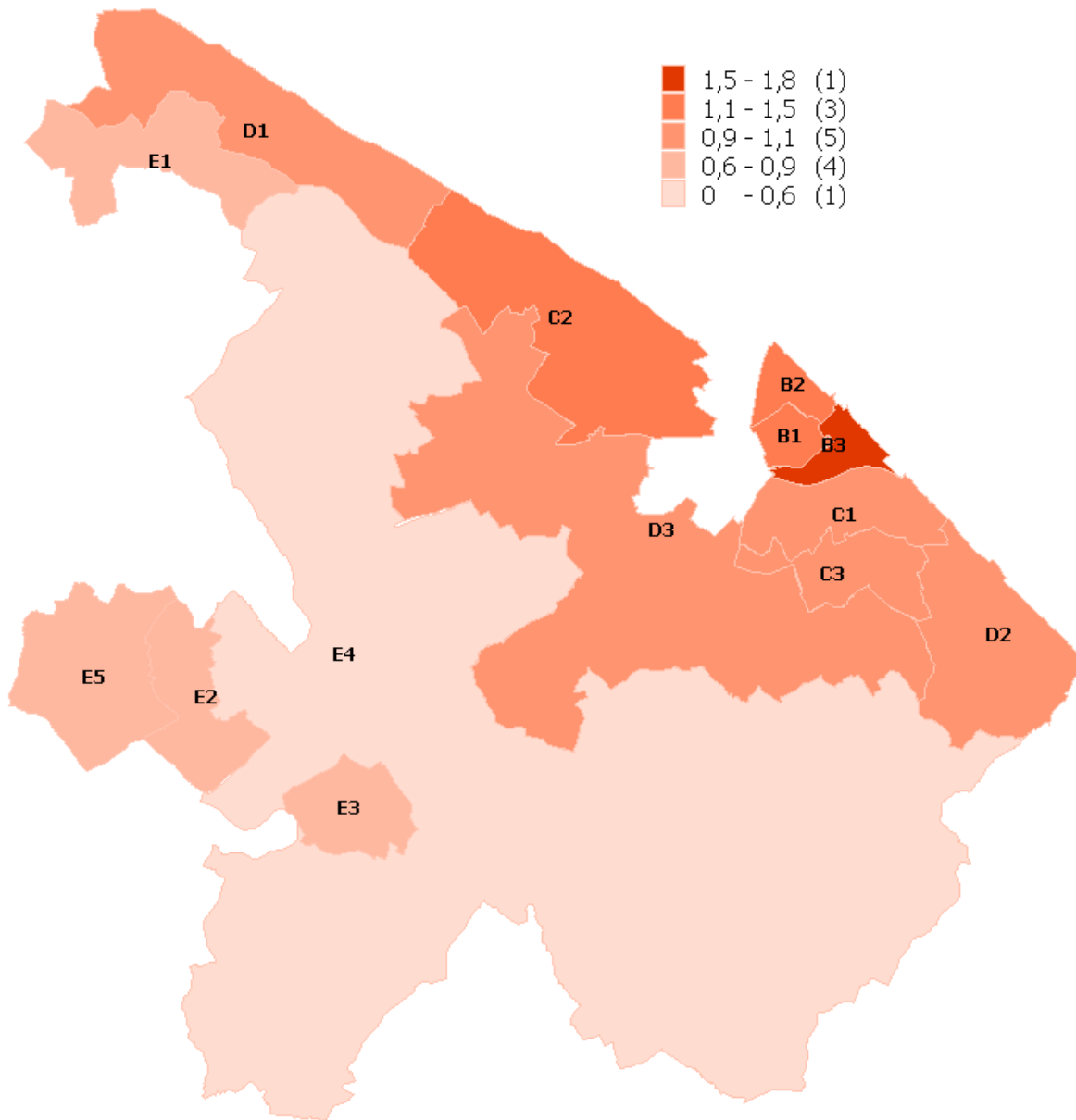
Tabella 4: NTN, Stock, IMI quotazioni per fascia del comune di Pesaro.

Fascia	NTN 2011	Var. NTN 11/10	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10	Indice di fascia 2011
Centrale	191	34,5%	9.974	1,92%	2.561	2,2%	227
Semicentrale	358	4,8%	17.444	2,05%	1.806	0,0%	160
Periferica	219	-15,3%	12.771	1,71%	1.635	0,0%	145
Suburbana	92	-1,5%	6.656	1,38%	1.127	0,0%	100
Rurale	-	-	-	-	-	-	-
ND	89	-	742	-	-	-	-
<b>Pesaro</b>	<b>949</b>	<b>6,7%</b>	<b>47.587</b>	<b>1,99%</b>	<b>1.824</b>	<b>0,7%</b>	

In dettaglio la mappa dei differenziali, tra le quotazioni di ciascuna zona e la quotazione media, riportata in Figura 26, evidenzia quotazioni molto elevate per le zona centrale B3 e per le zone B1, B2 e C2 con differenziali nella classe tra 1,1 e 1,8.



Figura 26: Differenziali di quotazioni (2011) di Pesaro, rispetto alla media.



Le serie dei numeri indice delle quotazioni (base fissa 2004) per le singole fasce della città, **Figura 27**, mostrano una crescita iniziale comune a tutte le fasce fino al 2006. In seguito sono evidenti andamenti discordi che vedono un'espansione delle quotazioni del centro nel 2007, per poi tornare intorno all'andamento medio dal 2009. Altalenante la fascia suburbana che dopo un calo nel 2008 ha subito nel 2009 un forte incremento, variazione principalmente imputabile all'incremento delle quotazioni nelle zone E1 ed E4. L'evoluzione delle quotazioni per le sole zone del centro (B) e per quelle esterne (tutte le altre), **Figura 28**, può definirsi lineare a tassi pressoché costanti per l'esterno fino al 2009. Per il centro la situazione è del tutto equivalente a quella delle zone esterne fino al 2006 per assistere ad un aumento notevole nel 2007, ad una fase di variazioni costanti nel 2008 e 2009, a cui segue un calo nel 2010 fino al rialzo del 2011.

Figura 27: Numero indice quotazioni (2004=100) per fasce e variazione Pesaro.

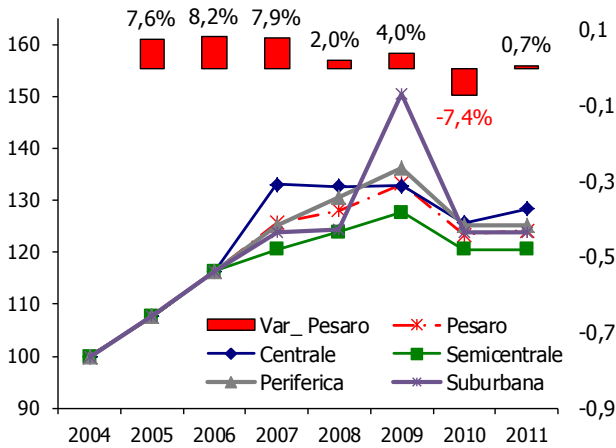
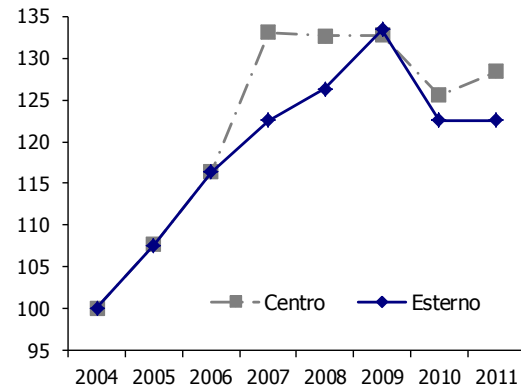


Figura 28: Numero indice quotazioni (2004=100) per centro ed esterno.



Nei grafici di Figura 29 e Figura 30 si riportano le distribuzioni dello stock e del NTN in relazione alla classe dimensionale delle abitazioni. Le abitazioni di taglio piccolo sono richieste soprattutto nelle zone esterne, per queste ultime si registra, infatti, una quota di NTN pari al 44% a fronte di uno stock del 21%. Qualora fosse possibile, scelte di nuova edificazione dovrebbero orientarsi per abitazioni piccole soprattutto nelle zone esterne.

Figura 29: Distribuzione stock per dimensione tra centro ed esterno.

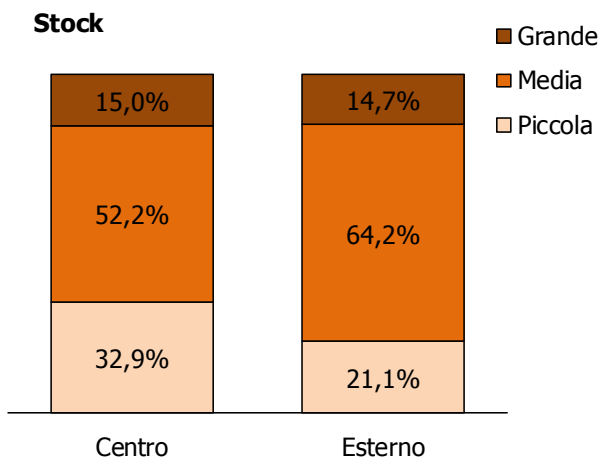
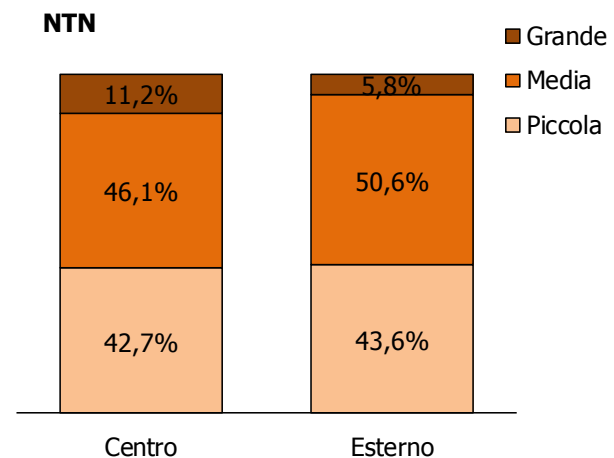


Figura 30: Distribuzione NTN per dimensione tra centro ed esterno.



#### 1.4.4. Confronto tra città capoluogo

E' stata effettuata un'analisi mirata a mettere a confronto le diverse città nel tentativo di cogliere le differenze dei fenomeni analizzati per i singoli mercati. In questo paragrafo si riportano i principali risultati relativi ai differenziali di quotazioni riscontrati tra i capoluoghi.

Un primo interessante aspetto riguarda il confronto tra la variabilità delle quotazioni che si riscontra tra le fasce di ogni città. In linea teorica ad un elevato differenziale tra valori del centro e quelli delle altre fasce corrisponde una maggiore attrazione che il centro riesce ad esercitare in considerazione dei suoi vantaggi

localizzativi. Sono solitamente i centri delle città di maggiori dimensioni ad evidenziare quotazioni immobiliari più elevate. Nella **Figura 31** vengono messi a confronto i differenziali di valori per fascia di ogni città, presa come base la quotazione della fascia rurale<sup>15</sup>. E' interessante notare che contrariamente alle attese, nelle Marche, il differenziale minore si riscontra proprio nella città capoluogo di regione con un differenziale massimo, tra la fascia rurale e quella del centro pari a 1,3. Per contro il differenziale più ampio si registra ad Ascoli Piceno con una quotazione del centro 3,3 volte superiore a quella della fascia rurale. Intermedie le situazioni di Macerata con quotazioni in centro 1,6 volte superiori alla fascia rurale e Pesaro con 2,3 volte.

L'analisi comparata di questo differenziale permette alcune brevi considerazioni:

- l'attrattività del centro rispetto alle altre fasce è molto elevata per la provincia di Ascoli Piceno che mostra un andamento regolare decrescente dei valori passando dalla fascia centrale verso quelle esterne;
- per Pesaro si registra un differenziale elevato anche nella fascia periferica;
- a Macerata, invece le fasce centrali e periferiche sono simili mentre la fascia semicentrale è meno apprezzata rispetto a quella periferica;
- per Ancona non si registrano particolari differenze tra le fasce.

Emerge, quindi, che quanto affermato sui differenziali delle grandi città appare parzialmente non confermato per le Marche. E' evidente che concetti generali, seppur restando tuttavia validi elementi di riferimento, vanno sempre verificati. Sono, infatti, le caratteristiche proprie delle realtà locali a determinare differenze di apprezzamento tra zone interne della città.

Riflessioni ulteriori scaturiscono dal calcolo del rapporto delle quotazioni delle fasce centrali, ovvero delle sole zone B, che si indicano con  $P_c$  e quelle delle fasce esterne, intendendo tutte le altre zone, che si indicano con  $P_e$ . Tale valore ( $P_c/P_e$ ) fornisce una sorta di indice di accessibilità relativo alle localizzazioni. Ci si attende anche in questo caso che tale rapporto assuma valori più elevati nelle città di maggiori dimensioni, in quanto è in genere in queste ultime che si riscontrano vantaggi più elevati nell'abitare in centro per la presenza di maggiore di servizi, infrastrutture etc. Di conseguenza in queste città vi è la disponibilità a pagare un prezzo superiore per una localizzazione centrale. L'esame del rapporto  $P_c/P_e$  per ogni provincia dal 2004 al 2011, **Figura 32**, evidenzia per l'intero periodo un valore maggiore del rapporto nella città di Pesaro e non ad Ancona, che registra invece valori sempre piuttosto bassi e decrescenti nel tempo. Probabilmente questo risultato va messo in relazione con la quantità di stock, *proxy* dell'offerta, in centro rispetto alle fasce esterne oltre che a una serie di considerazioni legate a caratteristiche geografiche, distanza e facilità di raggiungere il centro, demografiche, ambientali, economiche, quali presenza di servizi e di attività.

In conclusione l'analisi presentata in questo articolo ha mostrato come disporre di dati riferiti ad ambiti territoriali di dettaglio consenta di indagare fenomeni locali anche relazionandoli ad altre realtà territoriali

---

<sup>15</sup> Fa eccezione la città di Pesaro che non avendo quotazioni nella fascia rurale si considera come base la suburbana.

Figura 31: Differenziale di quotazione (2011) tra fasce per ogni provincia.

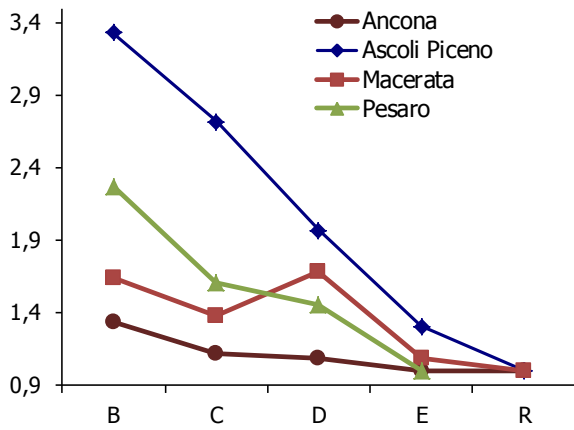
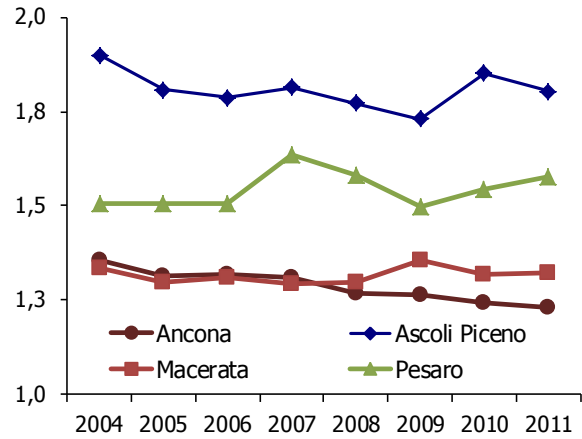


Figura 32: Rapporto Pc/Pp dal 2004 al 2011 per ogni provincia.



## 1.5. Appendice

### 1.5.1. Tabelle dei principali indicatori

Per ogni città si riportano con il dettaglio di zona OMI i valori dei principali indicatori del mercato immobiliare residenziale.

Tabella 5: Principali indicatori per zona città di Ancona.

Zona OMI	Denominazione zona OMI	NTN 2011	Var. NTN 11/10	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
B1	V.le della Vittoria, Rione Adriatico, Borgo Rodi	116	-15,9%	6.468	1,80%	2.150	-3,4%
B2	Corso Matteotti, Piazza Del Senato, Villarey, Via Della Loggia	47	9,7%	2.333	2,01%	2.079	-2,3%
B3	Piazza Cavour, Piazza Pertini, Via Veneto, Capodimonte, Via Podesti, Via Astagno	68	-24,2%	2.795	2,42%	2.175	-1,9%
B4	Piscina, Via Santa Margherita	13	90,3%	625	2,08%	2.721	-0,2%
B5	Pietralacroce	27	5,0%	1.445	1,89%	2.725	0,1%
B6	Corso Garibaldi, Corso Stamira, Corso Mazzini, Piazza Del Plebiscito	15	5,4%	593	2,45%	2.631	-0,2%
B7	Via Bocconi, Via XXV Aprile, Piazzale Della Libertà	35	-21,1%	1.866	1,89%	1.688	-5,6%
C1	Zona Archi	7	-48,3%	641	1,01%	1.386	-6,8%
C2	C.so C. Alberto, Via G. Bruno, Zona Stazione, P.zza Ugo Bassi, Via A. Piceno, V. Martiri Della Resistenza, Palombare	216	-15,8%	8.889	2,43%	1.842	-2,6%
C3	Pinocchio, Posatora	25	-23,4%	2.391	1,02%	1.744	0,4%
C4	Grazie, Tavernelle	96	26,7%	6.185	1,56%	1.858	-1,1%
C5	Zona Portuale	1	-50,0%	19	5,26%	nd	-
D1	Quartieri Q1, Q2, Q3	162	96,3%	5.154	3,15%	2.000	0,9%
D2	Torrette, Palombina, Collemarino	77	-8,9%	4.059	1,89%	1.556	-4,6%
D3	Via Delle Grotte, Via Flaminia	15	61,5%	1.525	1,01%	1.588	0,3%
E4	Baraccola	8	-23,7%	529	1,44%	1.633	0,0%
R1	Candia, Sappanico, Montesicuro, Gallignano, Paterno, Ghettaello e zone agricole limitrofe	73	-32,4%	4.208	1,75%	1.633	-1,5%
R2	Varano, Montacuto, Poggio, Massignano e zone agricole limitrofe	18	-9,2%	1.547	1,14%	1.642	-3,0%
ND	-	94	-	803	-	-	-
<b>Ancona</b>		<b>1.112</b>	<b>-4,2%</b>	<b>52.075</b>	<b>2,14%</b>	<b>1.901</b>	<b>-1,9%</b>

Tabella 6: Principali indicatori per zona città di Ascoli Piceno.

Zona OMI	Denominazione zona OMI	NTN 2011	Var. NTN 11/10	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
B1	Piazza del Popolo, Piazza Roma, Piazza Arringo e vie limitrofe	10	158,3%	309	3,34%	2.533	9,4%
B2	Centro Storico	79	-11,4%	4.126	1,92%	2.372	0,0%
C1	Borgo Solesta, Campo Parignano e Via delle Zeppelle	50	-30,0%	4.829	1,03%	1.842	6,8%
C2	Porta Maggiore e Quartiere Luciani	58	12,7%	4.695	1,24%	2.088	12,4%
C3	Porta Romana e Porta Cartara	15	-16,2%	1.009	1,50%	1.794	3,8%
C4	S. Marcello e Agraria	5	87,3%	347	1,44%	1.842	7,0%
D1	Monticelli	35	33,4%	3.503	1,01%	1.569	7,4%
D2	Poggio di Bretta e Brecciarolo	9	-10,5%	1.120	0,76%	1.135	5,2%
D3	Lisciano e Piagge	7	-50,7%	686	1,01%	1.138	4,4%
D4	Villa S. Antonio e Zona Ind. Campolungo Est	6	83,3%	354	1,55%	1.260	2,7%
D5	Marino	5	-65,1%	321	1,56%	1.293	4,0%
D6	Valle Cupa	2	141,0%	201	1,00%	1.542	10,8%
D7	Zona Industriale e Artigianale Basso Marino	-	-100,0%	24	0,00%	1.275	7,4%
D8	Zona Industriale e Artigianale Campolungo	-	-100,0%	19	0,00%	1.050	7,4%
E1	Venagrande e Venapiccola	3	-70,7%	281	1,07%	812	12,2%
E2	Mozzano e Tronzano	2	-55,6%	362	0,55%	1.027	8,3%
R1	Frazioni Minori e Case Sparse	26	-29,3%	2.796	0,92%	715	15,3%
R2	Isola Territoriale Forcella	-	-	1	0,00%	715	15,3%
ND	-	29	-	194	15,17%	-	-
<b>Ascoli Piceno</b>		<b>341</b>	<b>-11,3%</b>	<b>25.177</b>	<b>1,35%</b>	<b>1.725</b>	<b>6,6%</b>

**Tabella 7: Principali indicatori per zona città di Macerata.**

Zona OMI	Denominazione zona OMI	NTN 2011	Var. NTN 11/10	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
B1	P.zza Annessione, Via Garibaldi, Via Lauri, C.so Matteotti, P.zza Libertà, Via Gramsci, C.so Repubblica, P.zza V. Veneto	8	-30,4%	747	1,07%	2.210	0,0%
B2	Restanti vie del Centro Storico interne alle mura urbane ad eccezione della zona B1	23	11,1%	1.303	1,79%	1.975	-0,6%
B3	C.so Cairoli, Via Carducci, Centro Direzionale Panorama	5	-43,8%	415	1,08%	1.745	0,0%
B4	Via Don Bosco (Porzione), Via Severini e relative adiacenze	5	-40,0%	413	1,15%	1.513	-0,8%
B5	Via Piave, Via Alighieri, Via Alfieri, Via Foscolo, Via Manzoni (Porzione) e relative adiacenze	8	38,8%	627	1,33%	1.692	-0,8%
B7	Vie Morbiducci, Valentini, Filiberto, Cadorna, Mugnoz, Mameli, Barilatti, Manzoni (Porzione), Zona Palasport e adiacenze	34	21,1%	1.911	1,77%	1.682	-0,3%
B8	Corso Cavour e nuova edificazione Via Trento	12	-27,3%	369	3,25%	1.875	0,5%
C3	Vie: Cioci, M.Liberta, Roma, Spalato, Velini, Valenti. Rioni: Santa Croce, Colleverde, Montalbano, Collevario, Corneto	127	-0,3%	7.560	1,68%	1.553	-0,5%
C4	Rione Pace, B.go San Giuliano, Rione Marche, Zone: S.Lucia, Cimitero, Stazione ff.ss., S.Stefano, Proseguimento Via 2 Fonti	90	6,8%	3.729	2,41%	1.483	-0,6%
D1	Espansione Località Santa Maria Delle Vergini	17	0,0%	369	4,61%	1.863	0,3%
E2	Frazione Villa Potenza	12	-54,8%	791	1,48%	1.211	-1,4%
E3	Frazione Piedripa	7	-39,1%	993	0,70%	1.169	-1,1%
E4	Frazione Sforzacosta	21	-1,8%	986	2,13%	1.224	-0,9%
R1	Zone Agricole : Cervare, Cimarella, Furiasse, Montanello, Pieve, Rotacupa, Santa Maria Del Monte, Santa Maria In Selva, Vallebona	5	-68,8%	1.921	0,26%	1.110	0,0%
ND		50	-	45	-	nd	-
<b>Macerata</b>		<b>423</b>	<b>1,1%</b>	<b>22.179</b>	<b>1,91%</b>	<b>1.534</b>	<b>-0,5%</b>

**Tabella 8: Principali indicatori per zona città di Pesaro.**

Zona OMI	Denominazione zona OMI	NTN 2011	Var. NTN 11/10	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
B1	Centrale Centro Storico	85	16,3%	4.425	1,91%	2.483	0,0%
B2	Centrale zona mare Vie Secondarie	75	59,9%	3.441	2,17%	2.300	7,6%
B3	Zona mare	32	40,6%	2.108	1,53%	3.153	0,0%
C1	Semicentrale Soria Pantano Montegranaro	167	-18,1%	10.738	1,56%	1.778	0,0%
C2	Semicentrale Colle S. Bartolo	25	31,6%	958	2,61%	2.010	0,0%
C3	Semic. Muraglia e Tombaccia	166	39,9%	5.748	2,89%	1.825	0,0%
D1	Fiorenzuola Di Focara Casteldimezzo S. Marina Alta	4	-20,0%	427	0,94%	1.745	0,0%
D2	Colle Ardizio espansione residenziale	21	-29,7%	954	2,15%	1.808	0,0%
D3	Torraccia Cattabrighe S. Veneranda	194	-13,3%	11.390	1,71%	1.617	0,0%
E1	Colombarone	13	5,5%	483	2,62%	1.243	0,0%
E2	Borgo Santa Maria	7	-61,8%	970	0,67%	1.312	0,0%
E3	Villa Ceccolini	5	-15,1%	569	0,82%	1.448	0,0%
E4	Extraurbana Agricola	58	5,4%	4.123	1,40%	995	0,0%
E5	Pozzo Alto	10	156,5%	511	2,01%	1.368	0,0%
ND		89	-	742	-	-	-
<b>Pesaro</b>		<b>949</b>	<b>6,7%</b>	<b>47.587</b>	<b>1,99%</b>	<b>1.824</b>	<b>0,7%</b>

## 1.6. Bibliografia

Agenzia del Territorio (2008). Manuale della banca dati dell'osservatorio del mercato immobiliare.  
 Agenzia del Territorio (2012). Rapporto immobiliare 2012 – Il settore residenziale.



## Roma e la sua provincia: analisi per zona OMI dei principali indicatori immobiliari

---

*di Alessandra Storniolo, Erika Ghirardo e Maurizio Festa*

### **1 Sommario**

Il presente articolo è un aggiornamento di una relazione presentata alla XXXI Conferenza nazionale organizzata dall'Associazione Italiana Scienze Regionali (AISRe, Atti della XXXI Conferenza Scientifica Annuale, Aosta, 2010).

In questo lavoro è illustrata un'analisi del mercato immobiliare del comune di Roma per successivi livelli di dettaglio territoriale. Tale analisi ha lo scopo di fornire una visione dei fenomeni socio-economici legati ai mercati immobiliari locali, delle relative dinamiche e delle relazioni esistenti tra i diversi aggregati territoriali. A partire dall'ambito provinciale si passa all'esame degli ambiti comunali, in particolare del comune di Roma e di cinque comuni tra i più rappresentativi della sua provincia. L'analisi della città di Roma, realtà territoriale estesa e multiforme anche dal punto di vista del mercato immobiliare, è stata poi dettagliata su due ulteriori livelli: la macroarea e la zona omogenea. I risultati di quest'analisi hanno evidenziato come, restringendo il dettaglio del campo di osservazione, la lettura dei fenomeni può essere più accurata e non sempre presenta lo stesso esito dei livelli di dettaglio superiore. Come si mostrerà alcuni fenomeni a differenti livelli di aggregazione forniscono informazioni di natura diversa. In alcuni casi, infatti, l'esame di un evento ad un livello micro può ribaltare lo stesso risultato a livello aggregato, consentendo quindi di fornire una più ampia informazione sul settore immobiliare.



## 2 Introduzione

Negli ultimi anni l'interesse per l'andamento del settore immobiliare è cresciuto esponenzialmente inducendo enti e studi di ricerca a effettuare maggiori analisi delle dinamiche di tale mercato. Tale esigenza ha portato alla necessità di avere a disposizione dati sempre più chiari e dettagliati. Pur permanendo la difficoltà di integrazione e comparabilità delle informazioni dei diversi organismi, quanto sviluppato negli ultimi anni ha indiscutibilmente migliorato la trasparenza del settore immobiliare. In questo senso, un forte contributo è dato dall'Agenzia del Territorio con l'Osservatorio del Mercato Immobiliare (OMI) che rappresenta un punto di riferimento per gli operatori del settore. I dati dell'Osservatorio hanno, infatti, ormai un livello di attendibilità tale da poter essere utilizzati per analisi di carattere generale.

L'obiettivo principale del lavoro è sostanzialmente applicativo e mira a mostrare modalità di elaborazione di alcune informazioni territoriali esistenti. Le fonti utilizzate sono gli archivi delle banche dati catastali, di pubblicità immobiliare e dell'Osservatorio del Mercato Immobiliare dell'Agenzia del Territorio. Le banche dati catastali forniscono le informazioni relative alla numerosità degli stock<sup>1</sup> esistenti di unità immobiliari. Le banche dati degli Uffici di pubblicità immobiliare (ex Conservatorie) forniscono i dati sulle compravendite in termini di numero di transazioni di unità immobiliari "normalizzate"<sup>2</sup> (NTN). Per depurare la dipendenza del NTN dallo stock spesso si farà riferimento all'indicatore IMI<sup>3</sup> ottenuto come rapporto tra le due quantità. Le banche dati dell'Osservatorio del Mercato Immobiliare sono utilizzate per le informazioni relative alle quotazioni immobiliari inerenti alle tipologie residenziali di una zona OMI<sup>4</sup>.

Si precisa, inoltre, che tutte le quantità in esame si riferiscono al solo settore residenziale. Il contributo proposto affronta il tema dell'analisi a livello sub-comunale di alcuni fenomeni relativi al settore immobiliare per lo studio e l'interpretazione degli elementi territoriali del comune di Roma e della sua provincia, illustrando, nel dettaglio, le dinamiche ed i livelli patrimoniali delle abitazioni alla luce degli effetti del ciclo immobiliare che ha attraversato gran parte del territorio italiano. In particolare, sono utilizzati metodi di rappresentazione cartografica e strumenti di statistica descrittiva. I dati analizzati presentano un dettaglio territoriale minimo riferito alla zona OMI, identificata sulla cartografia catastale e sui grafi stradali.

In particolare per Roma e per la provincia si esaminano i dati relativi al settore residenziale sull'andamento delle compravendite e delle quotazioni per il periodo 2004-2011, sullo stock immobiliare ed un'analisi per dimensione delle abitazioni. Per quanto riguarda il caso specifico del comune di Roma, che da solo rappresenta circa il 65% del mercato delle compravendite rispetto al totale della provincia (dati 2011), lo studio analizza il territorio comunale suddiviso in 23 macroaree di diversa ampiezza, individuate sulla base di caratteristiche simili per densità di urbanizzazione, situazioni socio economiche, servizi e infrastrutture. Le macroaree sono un'aggregazione di zone omogenee (sono 308 le zone OMI del comune di Roma) e sono utilizzate per una migliore lettura dei dati. L'analisi condotta, dopo una breve panoramica sulle 23 macroaree comunali, si concentra su 4 di queste (Centro Storico, Semicentrale-Appia Tuscolana, Salaria, Fuori G.R.A.-Sud Ovest) rappresentative delle differenti caratteristiche del comune di Roma. Lo studio così realizzato consente di raggiungere un obiettivo conoscitivo particolareggiato, evidenziando in quale "stato" del mercato, sviluppo, rallentamento, ristagno o crescita, si collocano le diverse ripartizioni territoriali nelle quali sono stati indagati il comune di Roma e la sua provincia.

---

<sup>1</sup> Lo Stock immobiliare è il numero di unità immobiliari, censito negli archivi catastali, presenti in un determinato territorio distinto per tipologia edilizia.

<sup>2</sup> Il Numero di Transazioni Normalizzato (NTN) è un indicatore della dinamica di mercato; rappresenta il numero di unità immobiliari oggetto di transazione, normalizzate rispetto alla quota di proprietà compravenduta, avvenute in un determinato periodo di tempo.

<sup>3</sup> L'IMI rappresenta l'intensità del mercato immobiliare, calcolato come rapporto tra lo stock e il NTN, misura il grado relativo stock compravenduto fornendo indicazioni sulla dinamicità del mercato.

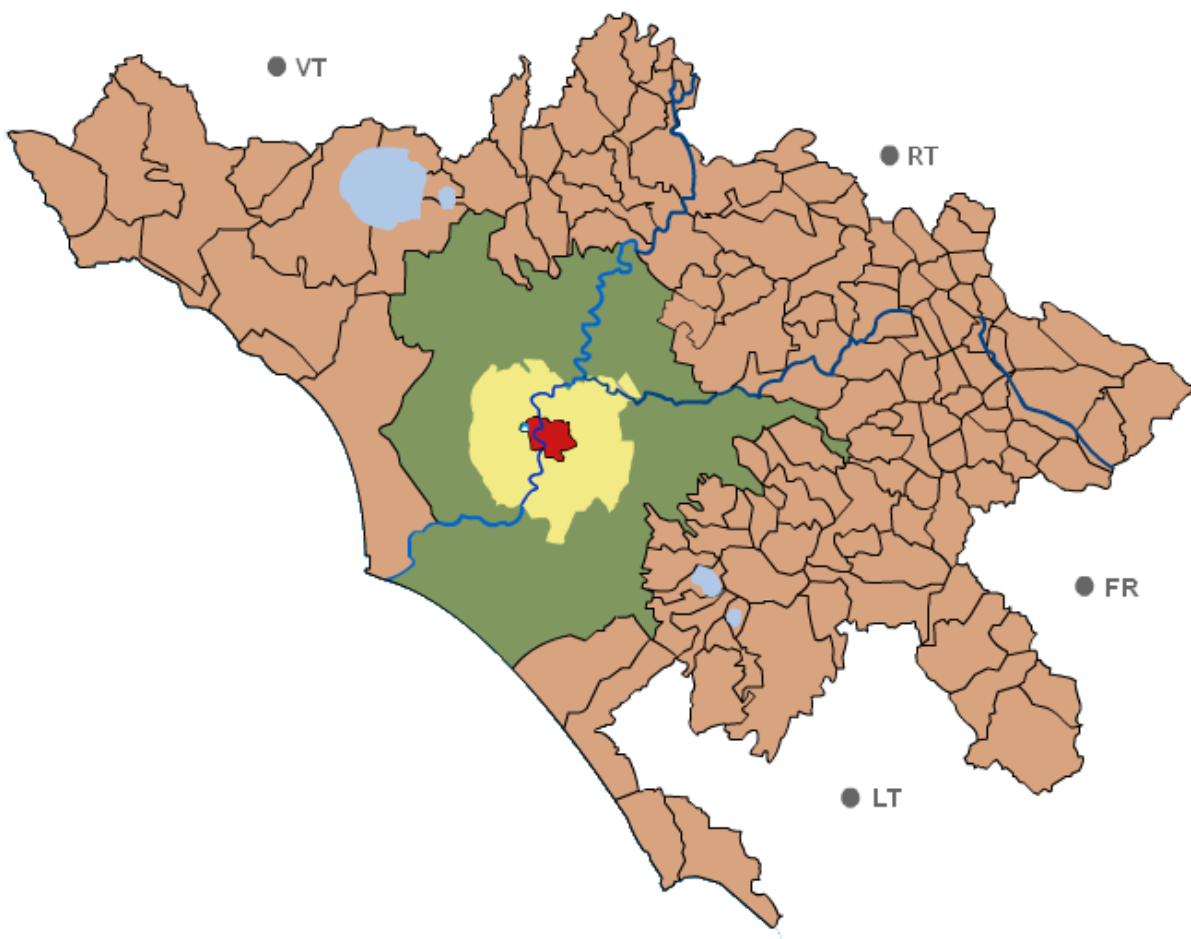
<sup>4</sup> La Zona OMI è una porzione continua del territorio comunale che riflette un comparto del mercato immobiliare nel quale si registra uniformità di apprezzamento per condizioni economiche e socio-ambientali. Nella zona omogenea i valori di mercato unitari delle unità immobiliari residenziali, relativi alla tipologia prevalente della zona, presentano uno scostamento, tra minimo e massimo, non superiore al 50%.

### 3 La provincia

La provincia di Roma (Figura 3-1), nell'anno 2011, registra nel suo complesso 51.824 compravendite (NTN) con un aumento rispetto all'anno precedente dello 0,7%. L'IMI, indice dell'intensità del mercato immobiliare, si attesta intorno al 2,4% rimanendo stabile rispetto al 2010. La quotazione media<sup>5</sup> provinciale delle abitazioni nel 2011 risulta pari a 2.901 euro/m<sup>2</sup>, anche in questo caso con variazione positiva del +0,9%.

La distribuzione territoriale delle transazioni (Figura 3-2) e dell'IMI nel 2011 evidenzia una forte concentrazione in alcuni comuni dell'area del litorale sud (Anzio) dell'asse tiburtina (Guidonia Montecelio) e nell'asse litorale nord dove l'indice IMI supera il 3% nei comuni di Cerveteri, Civitavecchia e Ladispoli. Vivacità del mercato si riscontra anche nelle zone interne (Capena, Fiano Romano, Labico, Manziana, Marino, Riano, Rignano Flaminio, Trevignano Romano).

Figura 3-1: Provincia di Roma



<sup>5</sup> La quotazione provinciale è ottenuta come media delle quotazioni medie dei singoli comuni ponderate per lo stock.

Figura 3-2: Provincia di Roma – Distribuzione territoriale NTN e Indice IMI nei comuni della provincia

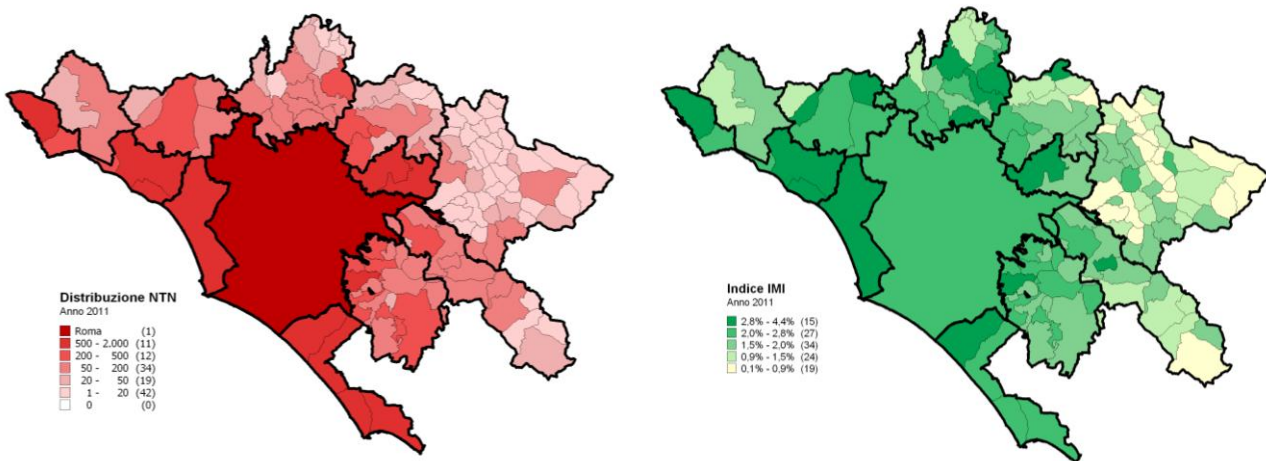
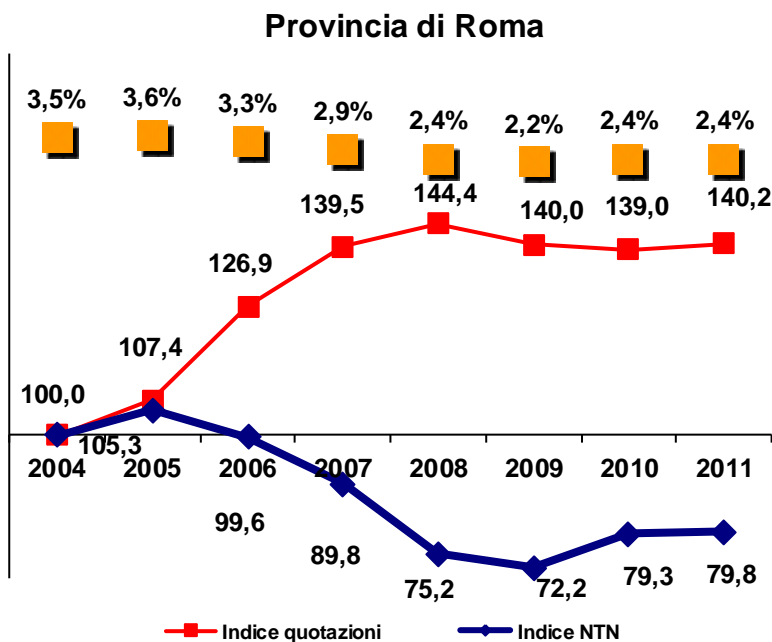


Figura 3-3: Indice quotazioni, NTN e IMI della provincia di Roma



L'indice delle quotazioni (Figura 3-3) per la provincia mostra un rialzo sostenuto fino al 2007, rallenta la crescita nel 2008 e decresce fino al 2010 per tornare ai livelli del 2007. Nel 2011 si registra invece un lieve rialzo dell'indice. Al contrario l'indice NTN mostra una crescita fino al 2005 e, dal 2006 al 2009, cala sensibilmente per poi riprendersi sino al 2011.

## 4 Roma - le Macroaree

In questo paragrafo è analizzato il territorio di Roma articolato in 23 macroaree (Figura 4-1) di diversa ampiezza che comprendono al loro interno le 308 zone in cui è suddiviso il comune dall'Osservatorio del Mercato Immobiliare. Le zone OMI presentano caratteristiche simili per densità di urbanizzazione, situazioni socio economiche, servizi ed infrastrutture.

Figura 4-1: Macroaree del comune di Roma

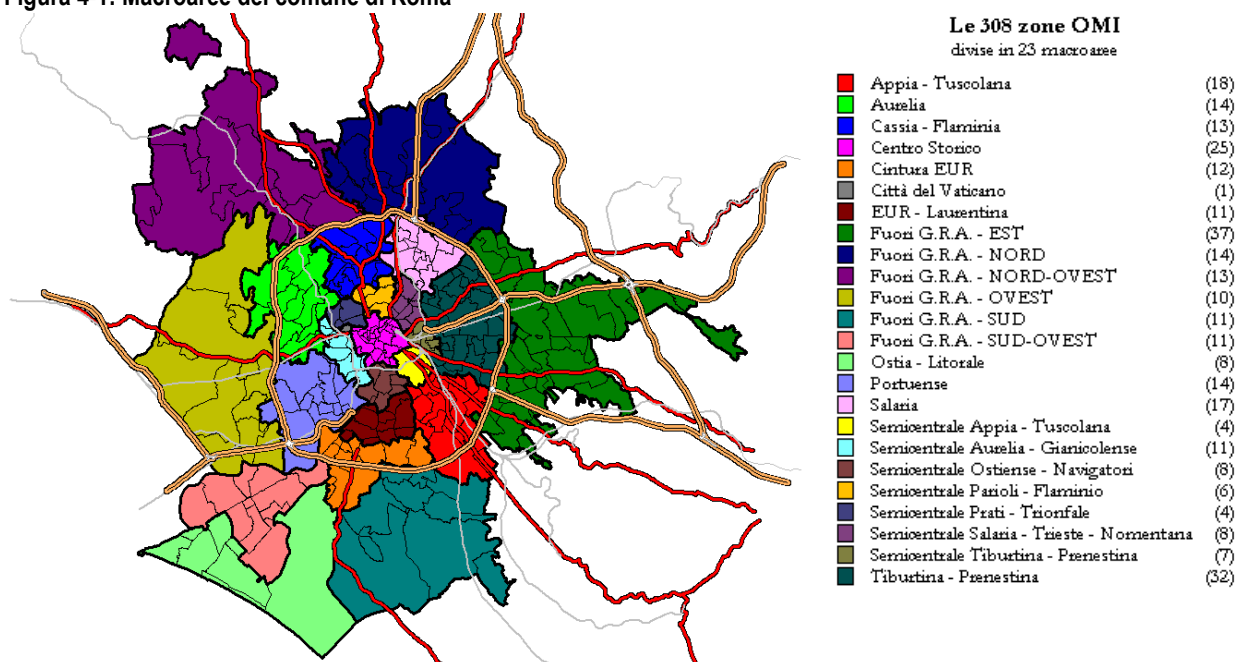
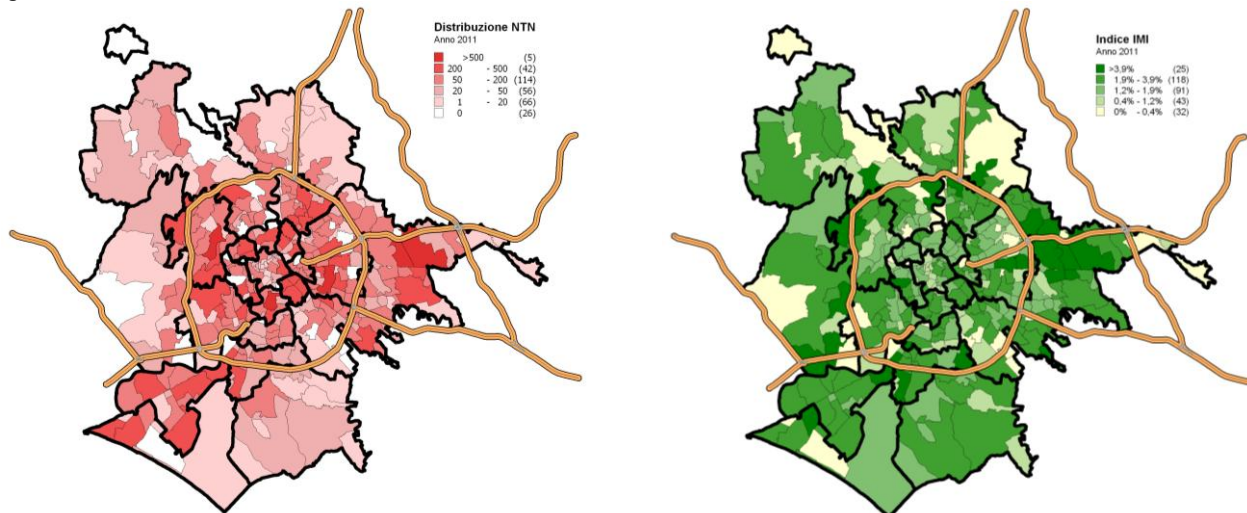


Tabella 4-1: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA delle Macroaree

ROMA							
MACROAREA	NTN 2011	var.% NTN 2011/10	Stock 2011	IMI 2011	Differenza IMI 2011-2010	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
Centro Storico	1.022	-6,7%	66.598	1,53%	-0,11	6.821	1,4%
Semicentrale Appia - Tuscolana	1.240	-1,7%	65.176	1,90%	-0,03	4.056	2,1%
Semicentrale Aurelia - Gianicolense	1.409	3,7%	76.604	1,84%	0,07	4.115	2,5%
Semicentrale Ostiense - Navigatori	1.129	14,7%	49.584	2,28%	0,29	3.464	1,5%
Semicentrale Parioli - Flaminio	459	-3,1%	25.659	1,79%	-0,06	6.205	-0,3%
Semicentrale Prati - Trionfale	764	-1,5%	47.262	1,62%	-0,02	5.418	0,8%
Semicentrale Salaria - Trieste - Nomentana	1.180	0,4%	64.054	1,84%	0,01	5.130	0,6%
Semicentrale Tiburtina - Prenestina	898	15,1%	37.680	2,08%	0,31	3.401	1,3%
Appia - Tuscolana	1.243	-4,6%	60.158	2,07%	-0,10	3.375	1,1%
Aurelia	2.472	-2,4%	104.984	2,35%	-0,08	3.214	1,2%
Cassia - Flaminia	943	-0,2%	47.219	2,00%	-0,01	4.455	-0,2%
Cintura EUR	1.034	-20,3%	41.182	2,51%	-0,64	3.349	1,4%
EUR - Laurentina	529	-16,5%	33.486	1,58%	-0,30	3.964	0,4%
Portuense	1.668	5,5%	73.620	2,27%	0,11	3.252	0,7%
Salaria	2.168	-3,9%	89.169	2,43%	-0,12	3.554	-0,2%
Tiburtina - Prenestina	3.384	9,7%	162.419	2,08%	0,22	2.908	2,0%
Fuori G.R.A. - EST	3.654	2,3%	118.170	3,09%	0,02	2.523	0,1%
Fuori G.R.A. - NORD	611	16,8%	18.766	3,26%	0,37	2.571	1,8%
Fuori G.R.A. - NORD-OVEST	451	-10,7%	23.875	1,89%	-0,29	2.895	-1,2%
Fuori G.R.A. - OVEST	451	-10,1%	15.207	2,96%	-0,47	2.617	1,8%
Fuori G.R.A. - SUD	267	-1,3%	15.272	1,75%	-0,12	2.600	5,0%
Fuori G.R.A. - SUD-OVEST	1.868	6,9%	59.056	3,16%	0,14	2.946	0,6%
Ostia - Litorale	884	-13,4%	41.014	2,15%	-0,33	3.022	0,2%
ND*	3.894	-	52.715	-	-	-	-
<b>ROMA</b>	<b>33.621</b>	<b>1,4%</b>	<b>1.388.929</b>	<b>2,42%</b>	<b>0,01</b>	<b>3.684</b>	<b>1,0%</b>

\* Numero di transazioni e stock non georiferibili in valore assoluto

Figura 4-2: Distribuzione NTN e IMI del comune di Roma



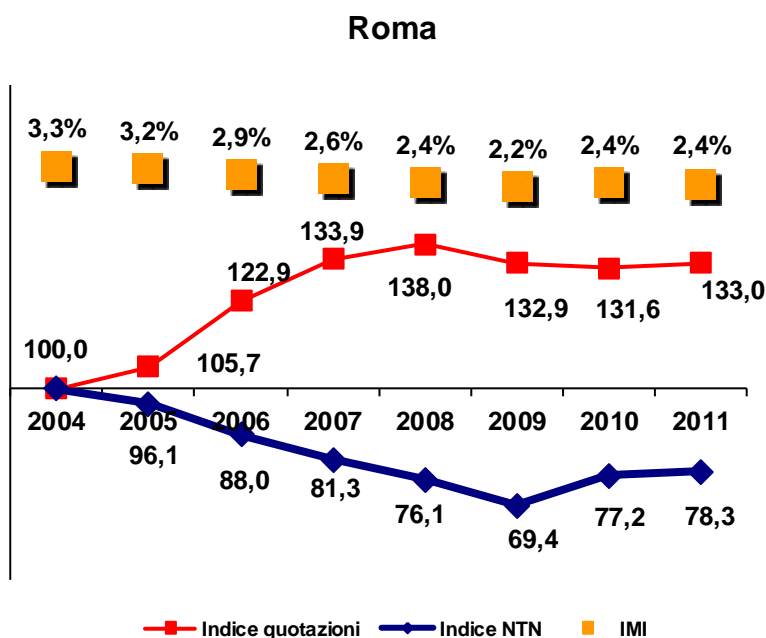
In Tabella 4-1 è rappresentato un quadro complessivo delle 23 macroaree del comune di Roma. In un totale di circa 1.200 Km<sup>2</sup>, nel 2011 si sono registrate 33.621 compravendite di abitazioni con un aumento dell'1,4% sull'anno precedente. A fronte di uno stock di ben 1.388.929 unità abitative l'indice di intensità del mercato (IMI) ha registrato, a livello comunale, un 2,42%.

Esaminando nel dettaglio le macroaree si evidenzia come in generale le compravendite siano diminuite ovinque, ma che in alcune di esse, come le semicentrali Aurelia-Gianicolense, Ostiense-Navigatori, Salaria-Trieste-Nomentana, Tiburtina-Prenestina e le macroaree Portuense, Tiburtina-Prenestina, Fuori G.R.A. est,

Nord e Sud Ovest, si siano registrati incrementi di compravendite fino al 17% circa. Dall'esame dello stock si osserva che la macroarea a più alta densità abitativa è la Tiburtina Prenestina che registra, insieme alla parte EST fuori il G.R.A., anche il più alto numero di compravendite. La quotazione media del comune di Roma per il 2011 è di 3.684 €/m<sup>2</sup>, l'1% in più rispetto al 2010. I livelli dei prezzi medi si aggirano per la maggior parte intorno al valore medio di comune con punte di circa 6.800 euro per il centro storico e zone pregiate come Parioli e Prati. Le variazioni percentuali nelle diverse macroaree, rispetto il 2010, segnalano punte positive di +2,5% nella semicentrale Aurelia-Gianicolense e del +5% nelle aree fuori il G.R.A. sud e segni negativi per la semicentrale Parioli-Flaminio, la Cassia-Flaminia e il fuori G.R.A. nord ovest.

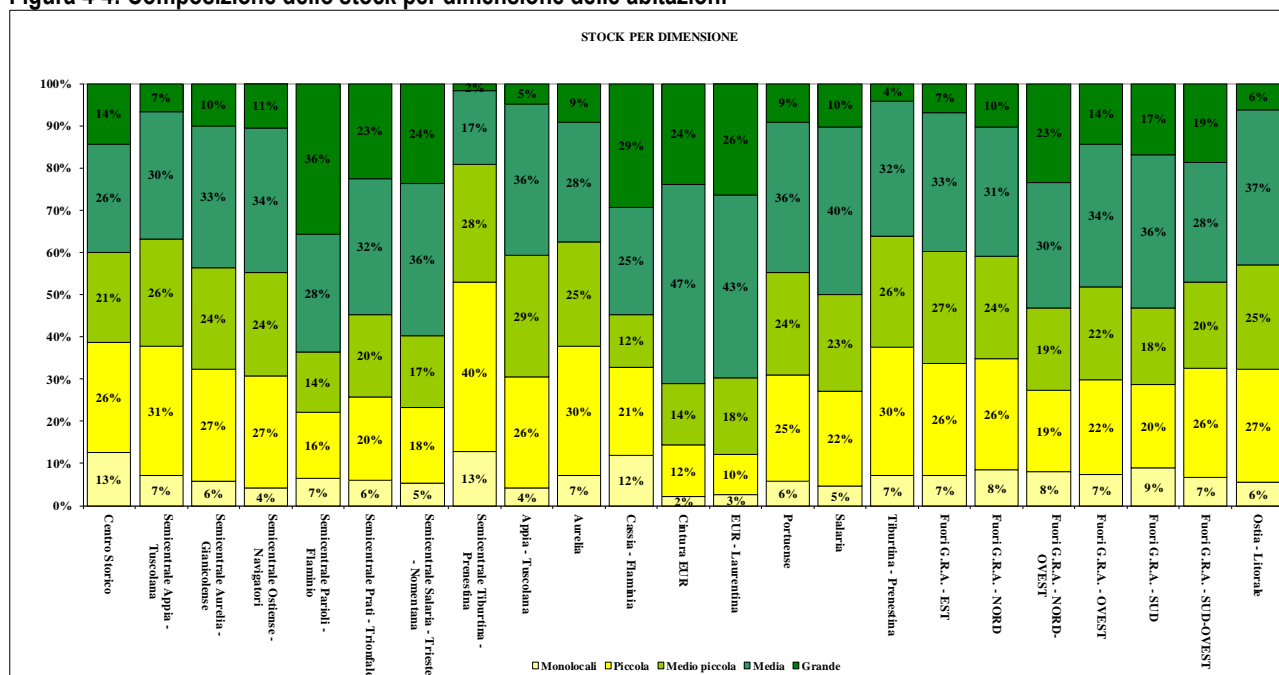
In Figura 4-2 sono rappresentate le mappe relative alla distribuzione del NTN e dell'indice IMI. Nella prima mappa tematica in colore rosso più scuro sono evidenziate le zone con maggior concentrazione di compravendite: come si evince sono molto attive alcune zone al di fuori del G.R.A. oltre che molte zone della fascia semicentrale. Nella seconda le zone di colore verde più scuro rappresentano le zone omogenee più effervescenti dal punto di vista del mercato immobiliare.

Figura 4-3: Indice quotazioni, NTN e IMI del comune di Roma



Il comune di Roma, esaminato nel suo complesso (Figura 4-3), mostra un chiaro andamento a forbice. Partendo dall'anno base (2004) si assiste fino al 2009 al crollo progressivo delle compravendite, che invece mostrano segnali di ripresa nel 2010 e nel 2011. Per le quotazioni l'andamento è nettamente diverso, salgono in maniera repentina fino al 2007, nel 2008 rallentano la crescita, registrano una flessione nel 2010 e un piccolo rialzo nel 2011. L'indice IMI tocca il suo massimo sempre nel 2005 per poi diminuire fino al 2,2% nel 2009 e assestarsi sul 2,4% nel 2011.

Figura 4-4: Composizione dello stock per dimensione delle abitazioni



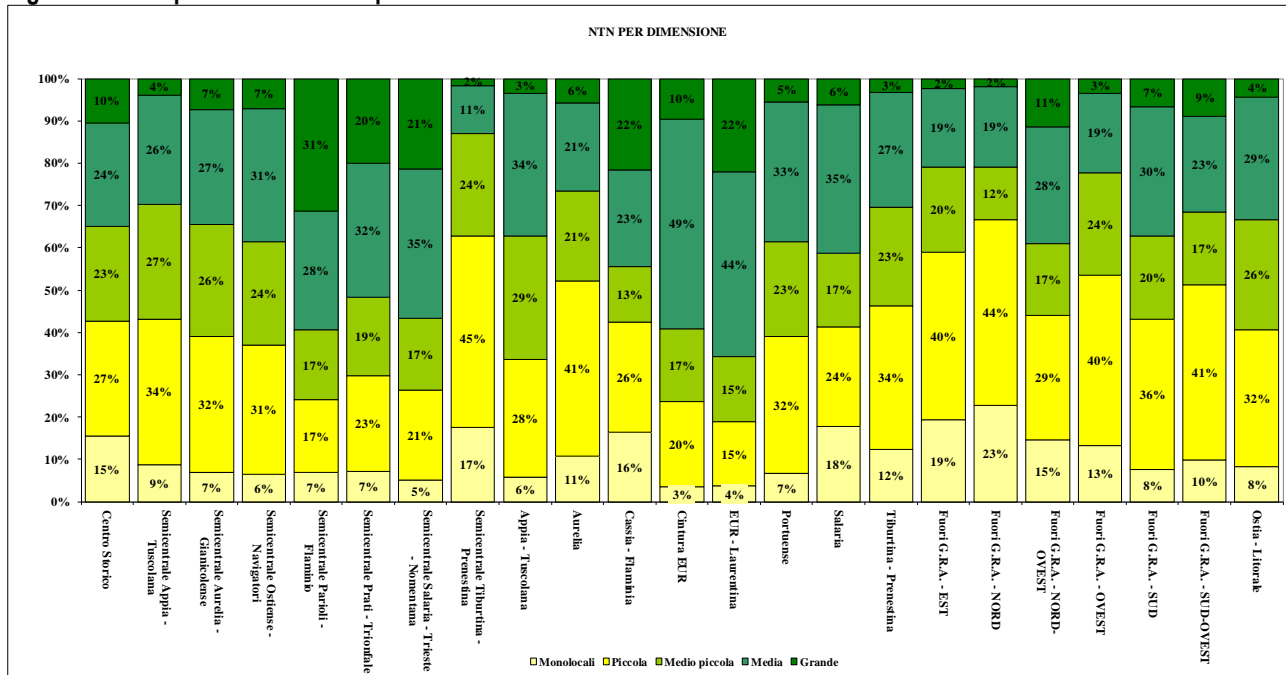
Dal confronto della composizione dello stock per dimensione<sup>6</sup> (Figura 4-4) delle abitazioni della città di Roma fra le diverse macroaree, emerge una situazione dimensionale molto variegata. Ad un'attenta analisi delle quote percentuali, infatti, si nota che ci sono zone con un numero di monocalci superiore alle altre come, ad esempio, nella zona semicentrale Tiburtina Prenestina e nel Centro Storico (13%), alcune dove invece la percentuale di monocalci è irrisoria, vedi la Cintura Eur (2%) e la zona Eur Laurentina (3%). Le abitazioni piccole sono prevalenti nella zona semicentrale Tiburtina Prenestina (40%). Le abitazioni medio-piccole sono abbastanza equidistribuite fra tutte le macroaree. Le abitazioni di taglio medio sono le più diffuse a livello comunale, ma predominano in zone come la Cintura Eur (47%) e l'Eur Laurentina (43%), così come nella macroarea Salaria (40%). Le abitazioni di taglio grande caratterizzano, invece, le zone riconosciute come le più pregiate, come la semicentrale Parioli Flaminio (36%) o la Cassia Flaminia (29%). Risultano, invece, con scarsa presenza nella semicentrale Tiburtina Prenestina (2%).

<sup>6</sup> La disponibilità dell'informazione sul numero di vani e sulla superficie permette di distinguere lo stock e transazioni, NTN, delle abitazioni in relazione alla dimensione.

Le classi dimensionali delle unità abitative sono le seguenti:

- Monocale: superficie ≤ 45 m<sup>2</sup>.
- Piccola: superficie > 45 m<sup>2</sup>. ≤ 60 m<sup>2</sup>.
- Medio-piccola: superficie > 60 m<sup>2</sup>. ≤ 90 m<sup>2</sup>.
- Media: superficie > 90 m<sup>2</sup>. ≤ 120 m<sup>2</sup>.
- Grande: superficie > 120 m<sup>2</sup>.

Figura 4-5: Composizione dell'NTN per dimensione delle abitazioni



Dal confronto della distribuzione delle abitazioni riferita alla composizione dimensionale del NTN (Figura 4-5) con l'analoga distribuzione dello stock, emergono alcune informazioni interessanti. I monolocali risultano essere molto richiesti oltre che nelle zone dove hanno anche una certa numerosità, anche in zone dove invece questi risultano in quantità inferiore, come le macroaree Fuori G.R.A. Nord e Est, la Salaria e la Cassia Flaminia. I tagli piccoli sono desiderati in tutta l'area Fuori il G.R.A. dove risultano la tipologia dimensionale preferita dagli acquirenti, nonostante la prevalenza di tagli medi e nelle semicentrale Tiburtina-Prenestina e Aurelia. Come evidenzia la distribuzione, sia i tagli piccoli, sia i tagli medio-piccoli sono in generale i più movimentati dal punto di vista del mercato. Il valore del NTN della tipologia media segue in generale la distribuzione dello stock, così come quella di taglio grande, anche se quest'ultima risulta sempre meno preferita nelle macroaree Fuori G.R.A.

Questa analisi può quindi consentire di osservare come l'eccessiva crescita del prezzo delle abitazioni nella città di Roma abbia fortemente influenzato le richieste degli acquirenti di immobili che hanno preferito abitazioni di dimensione sempre più piccole.

#### 4.1 Centro Storico

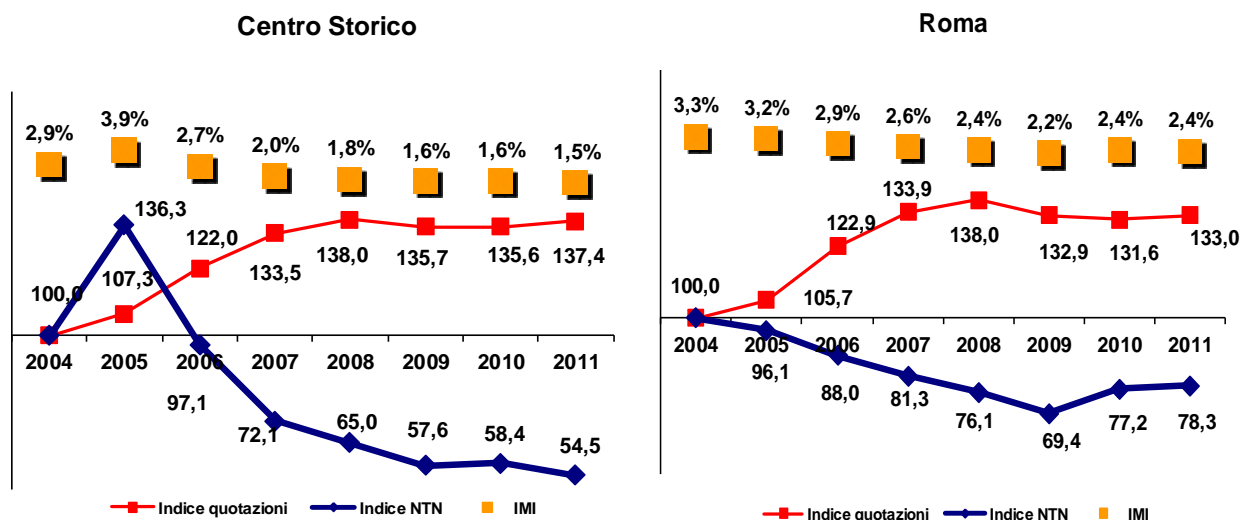
Il numero di compravendite nel 2011 del Centro Storico di Roma è stato di 1.022 unità con un ribasso rispetto al 2010 del -6,7% (Tabella 4-2). La macroarea è dominata dalla zona Esquilino che si rivela la più vivace dal punto di vista delle compravendite anche perché è quella con maggior presenza di stock abitativo, ma che registra rispetto l'anno precedente un -10% circa di compravendite. L'IMI più alto è rilevato nelle zone di Sant'Angelo (2,14%) e Testaccio (2,10%). La quotazione media di macroarea è di 6.821 €/m<sup>2</sup> con punte che si aggirano intorno ai 10 mila €/m<sup>2</sup> nelle zone di Piazza Navona e di Campo Marzio. La quotazione media minima di macroarea è invece relativa alla zona di Porta Latina (5.025 €/m<sup>2</sup>), che però racchiude uno stock molto esiguo (97 unità) e nel 2011 non ha registrato nessuna compravendita. Le quotazioni in controtendenza rispetto alle compravendite hanno fatto registrare in larga massima un aumento rispetto al 2010 dell'1,4% in media.



Tabella 4-2: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Centro Storico

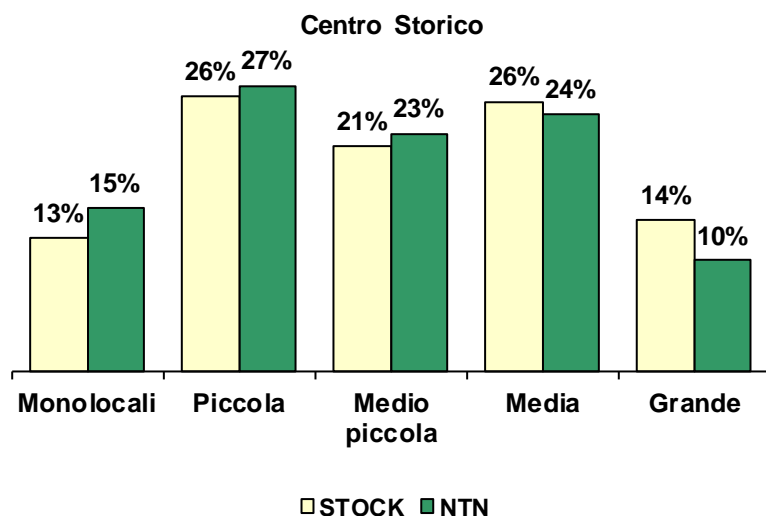
Macroarea Centro Storico								
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	var.% NTN 2011/10	Stock 2011	IMI 2011	Differenza IMI 2011-2010	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
B1	TESTACCIO (P.ZA S. MARIA LIBERATRICE)	105	-26,8%	4.975	2,10%	-0,73	5.400	3,3%
B2	SAN SABA (VIA DI SAN SABA)	15	4,8%	1.836	0,80%	0,03	5.950	1,7%
B3	CELIO (VIA CELIMONTANA)	43	4,9%	2.878	1,49%	0,07	5.175	4,5%
B4	MONTI (VIA DEI SERPENTI)	112	-6,4%	5.988	1,87%	-0,13	6.325	1,2%
B5	SALLUSTIANO (VIA QUINTINO SELLA)	28	-30,9%	1.391	2,01%	-0,90	6.375	0,4%
B6	PIGNA (VIA DEL PLEBISCITO)	9	115,3%	883	1,02%	0,54	8.150	0,3%
B7	SANT' EUSTACHIO (CORSO RINASCIMENTO)	7	-21,5%	1.293	0,56%	-0,16	8.425	1,2%
B8	REGOLA (VIA GIULIA)	22	-32,1%	2.174	1,03%	-0,49	8.575	2,7%
B9	PARIONE (PIAZZA NAVONA)	25	-24,4%	2.220	1,11%	-0,35	10.700	0,0%
B10	PONTE (VIA DI PANICO)	42	-5,4%	3.160	1,32%	-0,08	8.475	4,3%
B11	CAMPITELLI (CAMPIDOGGIO)	5	66,7%	415	1,20%	0,47	8.300	-0,9%
B12	RIPA (AVENTINO-VIA DI S.SABINA)	15	43,0%	1.019	1,44%	0,46	6.825	-0,4%
B13	SANT' ANGELO (VIA DEL TEATRO MARCELLO)	26	301,5%	1.218	2,14%	1,61	6.875	0,4%
B14	TRASTEVERE (VLE TRASTEVERE-REGINA COELI)	131	-5,7%	7.401	1,77%	-0,11	7.200	1,1%
B15	BORGO (VIA DELLA CONCILIAZIONE)	16	-14,6%	1.826	0,86%	-0,15	6.625	2,3%
B17	CASTRO PRETORIO (PIAZZA INDIPENDENZA)	35	13,2%	2.344	1,50%	0,18	5.475	4,8%
B18	ESQUILINO (PIAZZA VITTORIO)	234	-10,0%	13.365	1,75%	-0,20	5.075	0,0%
B22	COLONNA (PIAZZA COLONNA)	11	-23,2%	1.297	0,85%	-0,26	8.625	0,9%
B23	CAMPO MARZIO (LARGO GOLDONI)	50	24,1%	4.695	1,07%	0,21	9.950	0,0%
B24	TREVI (VIA SS.APOSTOLI)	15	51,5%	899	1,67%	0,57	8.975	3,8%
B25	LUDOVISI (VIA VENETO)	34	1,2%	1.917	1,76%	0,01	8.350	-0,9%
B26	TREVI A (VIA BARBERINI)	7	-52,7%	754	0,97%	-1,13	7.550	1,3%
B27	TRASTEVERE A (VIA DANDOLO)	12	51,0%	734	1,65%	0,56	6.150	2,9%
B29	CASTRO PRETORIO A (VIA TORINO)	25	0,0%	1.819	1,37%	0,00	5.550	3,3%
B30	SAN SABA A (VIA DI PORTA LATINA)	-	-	97	-	-	5.025	2,0%
<b>TOTALE</b>		<b>1.022</b>	<b>-6,7%</b>	<b>66.598</b>	<b>1,53%</b>	<b>-0,11</b>	<b>6.821</b>	<b>1,4%</b>

Figura 4-6: Indice quotazioni, NTN e IMI per la macroarea Centro Storico



In Figura 4-6 è rappresentato l'andamento delle quotazioni, del NTN e dell'IMI dal 2004 al 2011 confrontando l'andamento del Centro Storico con quello della città di Roma. E' evidente, per il Centro Storico, una crescita delle compravendite che raggiunge il suo picco nel 2005 sostanzialmente diversa dal dato comunale. Dal 2005 al 2007 si assiste, invece, al crollo delle transazioni che si dimezzano rispetto ai due anni precedenti nella macroarea. Dal 2007 al 2011 si evidenzia invece ad un rallentamento progressivo della discesa che rispecchia l'andamento comunale. L'andamento delle quotazioni e dell'IMI è sostanzialmente analogo per la macroarea e per il complesso comunale, anche se alla fine del 2011 le quotazioni sono aumentate, rispetto al 2004, più nel Centro Storico (+37,4% contro +33% di Roma).

Figura 4-7: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Centro Storico



L'analisi della composizione dello stock e del NTN per dimensione delle abitazioni mostra per il Centro Storico una predominanza di abitazioni di taglio piccolo (26%) e taglio medio (26%), ma è di taglio piccolo l'abitazione maggiormente compravenduta (27% del NTN).

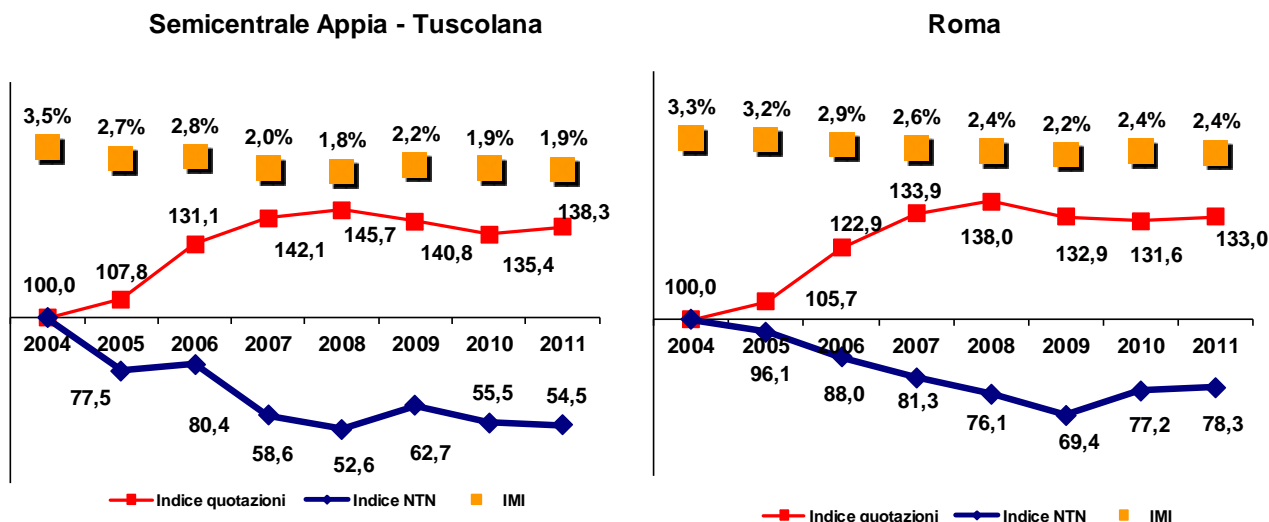
## 4.2 Semicentrale Appia-Tuscolana

La macroarea Semicentrale Appia Tuscolana ha registrato nel 2011 un numero di compravendite di 1.240 unità con una diminuzione rispetto al 2010 dell'1,7%. Esaminando nel dettaglio le zone omogenee che ne fanno parte, si riscontra la forte movimentazione della zona Tuscolano 2 (Piazza Santa Maria Ausiliatrice) che con 350 unità compravendute rappresenta la zona con più compravendite. Sono le zone di via Taranto e Piazza Tuscolo invece a registrare una maggiore dinamicità del mercato con un aumento di compravendite rispetto il 2010 e un corrispondente aumento dell'IMI. Le quotazioni medie della macroarea si attestano intorno ai 4.056 €/m<sup>2</sup> con il massimo nella zona di Piazza Tuscolo (4.538 €/m<sup>2</sup>) e sono salite del 2,1% rispetto al 2010.

Tabella 4-3: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Semicentrale Appia Tuscolana

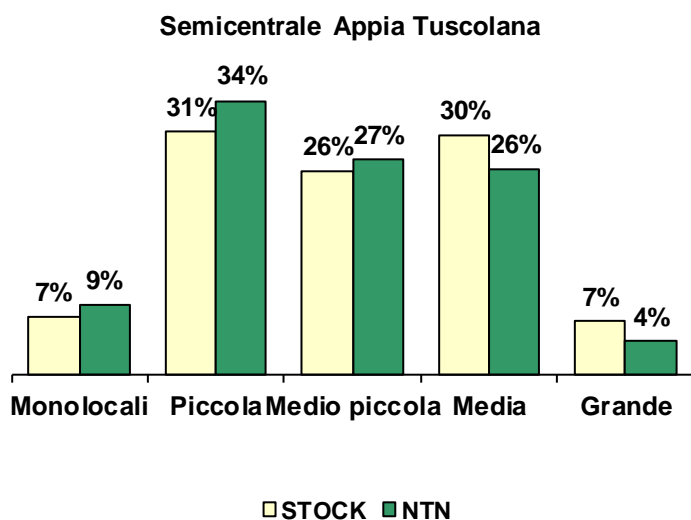
Macroarea Semicentrale Appia - Tuscolana								
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	var.% NTN 2011/10	Stock 2011	IMI 2011	Differenza IMI 2011-2010	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
C7	TUSCOLANO 1 (VIA TARANTO)	257	4,4%	12.920	1,99%	0,08	3.981	3,1%
C8	TUSCOLANO 2 (PIAZZA S.MARIA AUSILIATRICE)	350	-5,8%	18.208	1,92%	-0,11	3.875	2,6%
C9	APPIO LATINO 1 (PIAZZA TUSCOLO)	306	3,8%	16.582	1,84%	0,07	4.538	3,1%
D4	APPIO LATINO 2 (VIA LATINA)	328	-6,5%	17.466	1,88%	-0,13	3.844	-0,2%
	<b>TOTALE</b>	<b>1.240</b>	<b>-1,7%</b>	<b>65.176</b>	<b>1,90%</b>	<b>-0,03</b>	<b>4.056</b>	<b>2,1%</b>

Figura 4-8: Indice quotazioni, NTN e IMI per la macroarea Semicentrale Appia Tuscolana



Per la macroarea Appia Tuscolana l'andamento dell'indice delle quotazioni rispecchia quello di Roma città, raggiungendo però una variazione complessiva dal 2004 sensibilmente maggiore, pari al +38,3%. L'andamento delle compravendite, invece, che nel 2009 era in controtendenza con il dato comunale, registra nel 2011 un'inversione di rotta riallineandosi con l'andamento dell'intero comune.

Figura 4-9: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Semicentrale Appia Tuscolana



In questa macroarea predominano abitazioni piccole (31%) e medie (30%) ma le preferenze di acquisto si concentrano per il 34% sulle abitazioni di taglio piccolo.

### 4.3 Salaria

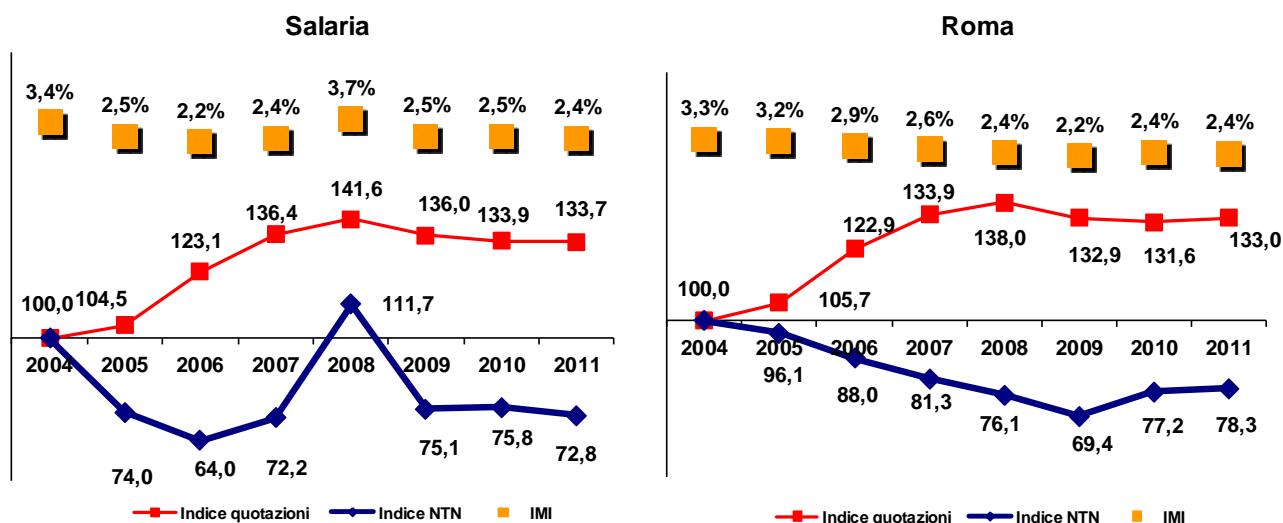
La macroarea Salaria registra nel 2011 un numero di compravendite di 2.168 NTN con una diminuzione rispetto al 2010 del -3,9% circa. In molte zone della macroarea si riscontra una variazione negativa, ad eccezione, in particolar modo, delle zone Vigne Nuove, Nuovo Salario 3, Fidene, Montesacro (Viale Adriatico) e Talenti dove le compravendite nel 2011 sono sensibilmente aumentate rispetto il 2010. E' da considerare comunque che Talenti è una delle zone a più alta presenza di stock abitativo della macroarea, così come la

zona di Montesacro. L'IMI più alto si registra, invece, nella zona di Colle Salario. Le quotazioni seguono tutte la tendenza comunale attestandosi intorno ai 3.500 €/m<sup>2</sup>.

Tabella 4-4: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Salaria

Macroarea Salaria								
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	var.% NTN 2011/10	Stock 2011	IMI 2011	Differenza IMI 2011-2010	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
D11	MONTESACRO (VIALE ADRIATICO)	249	25,6%	11.868	2,10%	0,43	3.783	1,1%
D12	VALMELAINA -TUFELLO (VIA MONTE RESEGONE)	214	18,8%	8.938	2,40%	0,35	3.025	-3,2%
D27	TALENTI (VIA UGO OJETTI)	398	25,2%	15.897	2,50%	0,48	4.125	-1,2%
D46	MONTESACRO A (VIA CONCA D'ORO)	282	-23,8%	9.618	2,93%	-0,92	3.450	-4,8%
D47	MONTESACRO B (VIA VAL TROMPIA)	121	-4,4%	5.998	2,02%	-0,12	3.813	4,5%
E16	CASTEL GIUBILEO (VIA CASTORANO)	4	0,0%	633	0,63%	0,00	2.425	2,6%
E40	COLLE SALARIO (VIA PIAGGE)	186	-50,7%	4.167	4,47%	-4,59	3.081	-1,4%
E41	FIDENE (VIA RADICOFANI)	125	26,3%	3.687	3,39%	0,74	2.921	-2,2%
E42	SERPENTARA (VIALE LINA CAVALIERI)	27	18,5%	1.816	1,47%	0,25	3.188	-0,8%
E43	COLLI DELLA SERPENTARA (VIA COLLI DELLA SERPENTARA)	56	-18,6%	2.686	2,08%	-0,35	3.075	0,0%
E44	NUOVO SALARIO 1 (VIA SUVERETO)	169	-28,1%	11.741	1,44%	-0,56	3.775	2,0%
E45	NUOVO SALARIO 2 (VIA CAMILLO IACOBINI)	59	4,0%	3.439	1,71%	0,01	3.625	1,4%
E46	NUOVO SALARIO 3 (VIA RUBINI)	4	30,7%	318	1,23%	0,00	3.700	1,7%
E47	VIGNE NUOVE (VIA DELLE VIGNE NUOVE)	245	53,6%	6.291	3,90%	1,24	3.219	3,0%
E51	CASAL BOCCONE (VIA DI CASAL BOCCONE)	23	-17,7%	1.367	1,65%	-0,34	2.821	5,9%
E177	VILLA SPADA (ex R24)	6	-39,0%	602	1,00%	-0,63	2.806	-5,5%
R29	AERURBE	1	-	103	0,97%	0,97	-	-
<b>TOTALE</b>		<b>2.168</b>	<b>-3,9%</b>	<b>89.169</b>	<b>2,43%</b>	<b>-0,12</b>	<b>3.554</b>	<b>-0,2%</b>

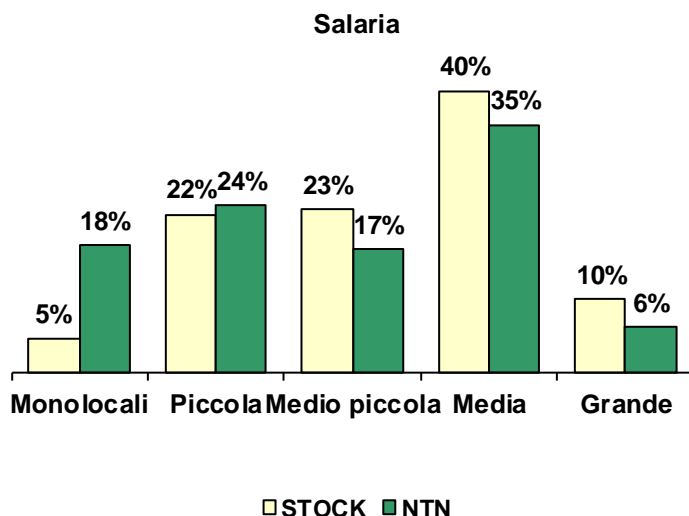
Figura 4-10: Indice quotazioni, NTN e IMI per la macroarea Salaria



L'indice del Numero di Transazioni Normalizzato nella macroarea Salaria, contrariamente a quanto fin qui rilevato nelle altre macroaree e al dato comunale, mostra un sensibile rialzo nell'anno 2008, dovuto soprattutto alle dismissioni immobiliari degli enti previdenziali verso gli inquilini<sup>7</sup>. In questo anno si rileva anche il massimo valore dell'IMI (3,7%).

<sup>7</sup> Dismissione degli immobili degli enti previdenziali pubblici con l'operazione della società SCIP: Società Cartolarizzazione Immobili Pubblici

Figura 4-11: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Salaria



Anche analizzando la distribuzione dello stock e del NTN per dimensione delle abitazioni, è evidente una dinamica particolare per questa macroarea. Si riscontra, infatti, una maggiore presenza di abitazioni di grandezza media (40%), che risultano essere anche le più compravendute (35%).

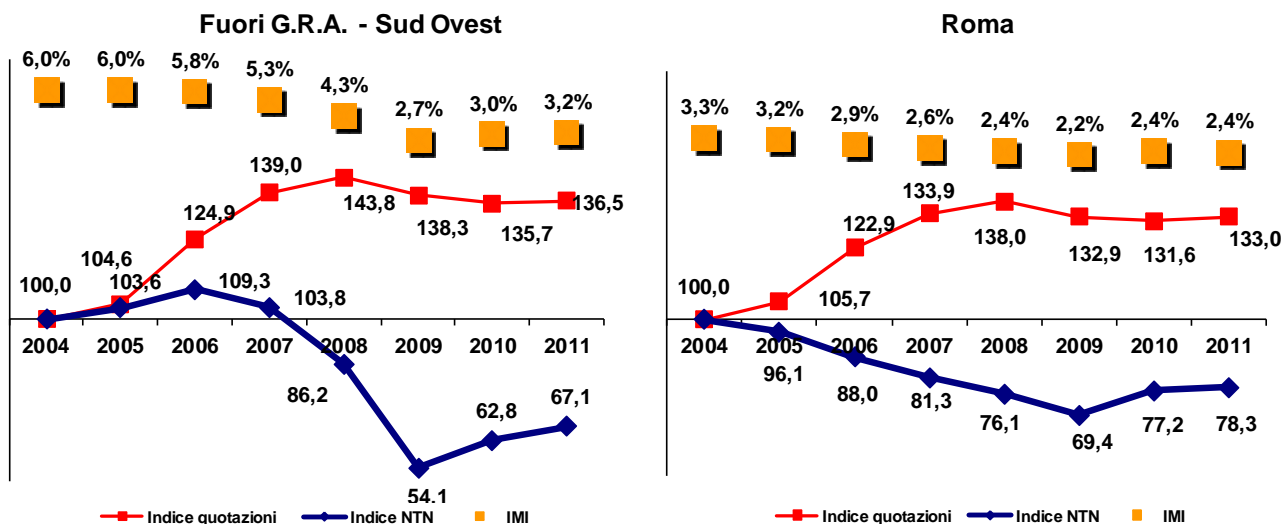
#### 4.4 Fuori G.R.A. Sud Ovest

La macroarea Fuori G.R.A. Sud Ovest registra nel 2011 un numero di compravendite di 1.868 unità con un aumento rispetto al 2010 del 7% circa. In molte zone si registra un aumento delle compravendite, ad eccezione delle più "abitate" Acilia sud (Via di Acilia) e Infernetto che registrano un numero di compravendite pari a poco meno della metà dell'intera macroarea facendo rilevare un indice di vivacità del mercato superiore al 3%. La zona più vivace risulta comunque Mezzocammino-Vitinia con un IMI del 6% circa. La quotazione media di macroarea è di circa 3 mila €/m<sup>2</sup>, media che sale intorno ai 3.600 €/m<sup>2</sup> per le zone caratterizzate da ville e villini come Casal Palocco, Axa e Infernetto. Le quotazioni anche in questo caso registrano flessioni e rialzi con punte massime (-7% circa) ad Acilia e +6% circa a Mezzocammino.

Tabella 4-5: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Fuori G.R.A. Sud Ovest

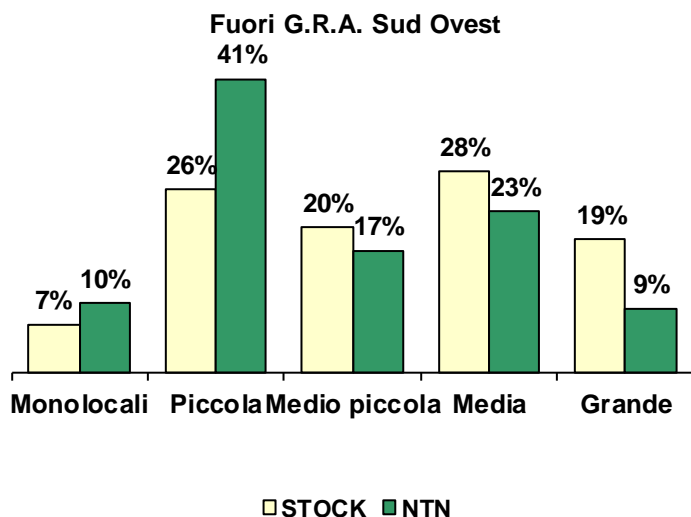
Macroarea Fuori G.R.A. - SUD-OVEST								
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	var.% NTN 2011/10	Stock 2011	IMI 2011	Differenza IMI 2011-2010	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2011/10
E30	CASAL PALOCCO (VIA DI CASAL PALOCCO )	165	9,0%	6.337	2,61%	0,17	3.675	4,3%
E31	ACILIA NORD (VIA DEI MONTI DI S. PAOLO)	102	7,8%	5.062	2,02%	0,08	2.575	-3,3%
E32	OSTIA ANTICA (VIA COLLETTORE PRIMARIO)	102	0,0%	3.356	3,05%	-0,07	2.600	2,1%
E33	ACILIA SUD (VIA DI ACILIA)	390	-0,1%	13.656	2,86%	-0,03	2.600	1,7%
E81	MEZZOCAMMINO-VITINIA (VIA SARSINA)	285	14,2%	4.772	5,98%	0,38	2.769	6,2%
E83	ACILIA NUOVA (VIA BEPI ROMAGNONI)	46	25,4%	2.102	2,21%	0,45	2.669	-6,8%
E84	AXA (VIA ARISTOFANE)	90	36,1%	3.882	2,31%	0,58	3.425	3,8%
E86	MADONNETTA (VIA DI MACCHIA PALOCCO)	19	-0,3%	963	1,97%	-0,02	2.717	3,0%
E87	DRAGONCELLO (VIALE A. RUSPOLI)	56	21,7%	1.924	2,91%	0,52	2.563	-2,4%
E88	DRAGONA (VIA DI DRAGONE)	220	23,4%	5.527	3,97%	0,68	2.725	-2,8%
E94	INFERNETTO (VIA PIETRO CASTRUCCI)	392	-5,1%	11.475	3,42%	-0,28	3.375	-1,5%
	<b>TOTALE</b>	<b>1.868</b>	<b>6,9%</b>	<b>59.056</b>	<b>3,16%</b>	<b>0,14</b>	<b>2.946</b>	<b>0,6%</b>

Figura 4-12: Indice quotazioni, NTN e IMI per la macroarea Fuori G.R.A. Sud Ovest



Per la macroarea al di fuori del grande raccordo anulare, nella parte sud ovest, l'indice NTN aumenta fino al 2006 e successivamente intraprende una ripida discesa fino al 2009. Dal 2010 in linea con l'andamento comunale mostra segni di ripresa. Confrontando questa macroarea con l'andamento del comune di Roma risultano evidenti gli elevati valori dell'IMI (quasi 2 volte i valori comunali fino al 2008) registrati in tale ambito territoriale. Tale elevata dinamica del mercato nelle zone di questa macroarea si spiega soprattutto con la costruzione di nuovi insediamenti abitativi offerti a prezzi più accessibili rispetto alle zone dentro il G.R.A.. Chiaramente la domanda concentrata in queste zone ha inciso sulle dinamiche dei prezzi che sono cresciuti in questa macroarea più della media comunale.

Figura 4-13: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Fuori G.R.A. Sud Ovest



Per questa macroarea la composizione dello stock dal punto di vista dimensionale, ad eccezione dei monolocali, è omogeneamente distribuita fra le altre tipologie abitative. Quello che si evidenzia anche in questo caso è la netta predominanza di compravendite di abitazioni piccole (41% del NTN) che conferma la tendenza già vista per le altre macroaree.

## 5 La provincia - 5 comuni nel dettaglio

Di seguito sono illustrati cinque comuni caratteristici della provincia di Roma per la numerosità dello stock e per la rappresentatività che essi assumono nell'ambito della provincia. Per questi comuni è presentata oltre la tabella di dettaglio delle informazioni per le singole zone omogenee anche il grafico dell'andamento delle quotazioni dal 2004 al 2011 aggregate per fascia<sup>8</sup>. L'indisponibilità dei dati per zona omogenea dal 2004 al 2008 relativi al Numero di transazioni ed allo stock non ha permesso la costruzione degli indici NTN e IMI.

### 5.1 Albano Laziale

Il comune di Albano Laziale rappresenta uno dei comuni principali dei castelli romani. Come mostrato in Tabella 5-1 il numero di compravendite per l'anno 2011 è stato di 394 unità concentrate in maggioranza nella periferia e nella zona di Cecchina. La periferia è anche la zona a più alta densità abitativa. L'Indice del Mercato Immobiliare più elevato si è registrato nella zona semicentrale, mentre il valore medio comunale si attesta intorno ai 2.260 €/m<sup>2</sup>, valore che ritroviamo all'incirca in tutte le zone tranne in quella industriale dove le abitazioni costano in media 1.900 €/ m<sup>2</sup>. La variazione è negativa nella maggior parte delle zone ad eccezione delle zone "industriale" e "periferica di Cecchina" dove si registra un andamento essenzialmente stabile.

Tabella 5-1: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Albano Laziale

ALBANO LAZIALE						
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2010/11
B1	CENTRO	46	2.372	1,95%	2.425	-1,3%
D1	PERIFERIA	98	4.664	2,10%	2.506	-1,0%
D2	SEMICENTRALE	54	2.039	2,63%	2.250	-1,6%
E1	CECCHINA	83	3.411	2,43%	2.288	-0,8%
E2	PAVONA	60	3.024	1,97%	2.256	-0,6%
E3	ZONA RURALE VALLE POZZO	6	409	1,47%	2.125	-0,6%
E4	ZONA INDUSTRIALE	5	295	1,69%	1.900	0,0%
E5	ZONA PERIFERICA DI CECCHINA	12	1.202	1,00%	2.000	0,6%
ND		30	-	-	-	-
	<b>TOTALE</b>	<b>394</b>	<b>17.416</b>	<b>2,26%</b>	<b>2.267</b>	<b>-0,8%</b>

L'indice delle quotazioni presenta un andamento crescente fino al 2008 e discendente nel 2009 per le fasce centrali e suburbane. Per la periferia, invece, l'andamento mostra il rialzo delle quotazioni anche per il 2009. Dal 2010 invece si assiste ad una discesa generalizzata delle quotazioni in tutte le fasce.

<sup>8</sup> Fascia: Area territoriale con una precisa collocazione geografica nel Comune, costituita da un'aggregazione di zone omogenee, come definite dall'Osservatorio del Mercato Immobiliare.

Figura 5-1: numero indice QUOTAZIONI per Albano Laziale

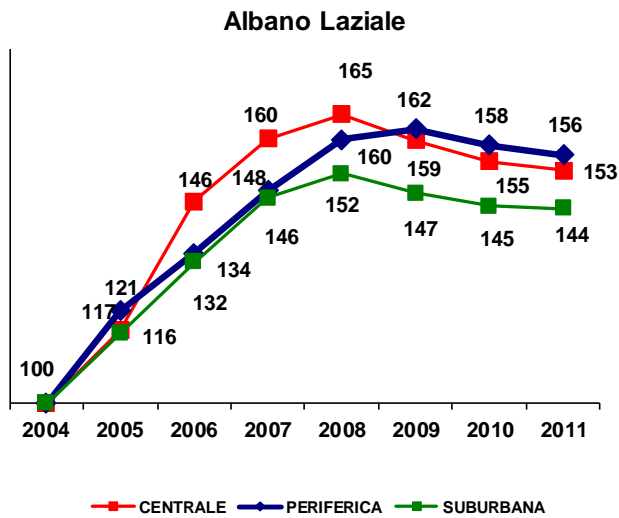
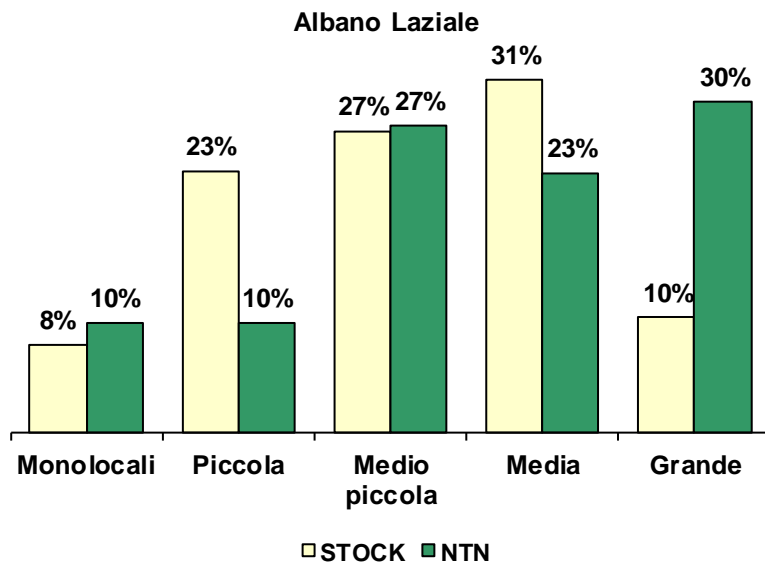


Figura 5-2: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Albano Laziale



Ad Albano lo stock abitativo è composto per la maggior parte da abitazioni di taglio piccolo, medio-piccolo e medio, ma le compravendite nel 2011 hanno riguardato soprattutto abitazioni medio piccole e grandi.

## 5.2 Anzio

Anzio è il comune maggiormente rappresentativo del Litorale Sud della provincia di Roma. Il numero di compravendite per l'anno 2011 è stato di 1.068 unità. Più della metà sono registrate nella zona di Lavinio Cincinnato Marechiaro Villa Chiara e nella zona Rurale. Queste due zone sono anche quelle con più alta presenza di stock. L'indice IMI conferma la forte dinamicità della zona definita Rurale con un valore superiore al 3,5%. La quotazione media del comune si aggira intorno ai 2.140 €/m<sup>2</sup> e rispetto al 2010 si mantiene stabile.



Tabella 5-2: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Anzio

ANZIO						
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2010/11
B1	CENTRO STORICO	148	7.253	2,04%	2.675	0,0%
D1	LAVINIO CINCINNATO MARECHIARO VILLA CHIARA	452	18.025	2,51%	2.200	-0,6%
E1	LIDO DEI PINI	29	1.162	2,53%	2.225	1,1%
E2	RURALE	375	10.635	3,53%	1.775	0,0%
ND		64	-	-	-	-
	<b>TOTALE</b>	<b>1.068</b>	<b>37.075</b>	<b>2,88%</b>	<b>2.142</b>	<b>0,0%</b>

L'indice delle quotazioni evidenzia nel 2011, dopo l'impennata generalizzata dei prezzi fino al 2008, una stasi per la fascia periferica e la fascia centrale ed un modesto rialzo per la fascia suburbana.

Figura 5-3: numero indice QUOTAZIONI per Anzio

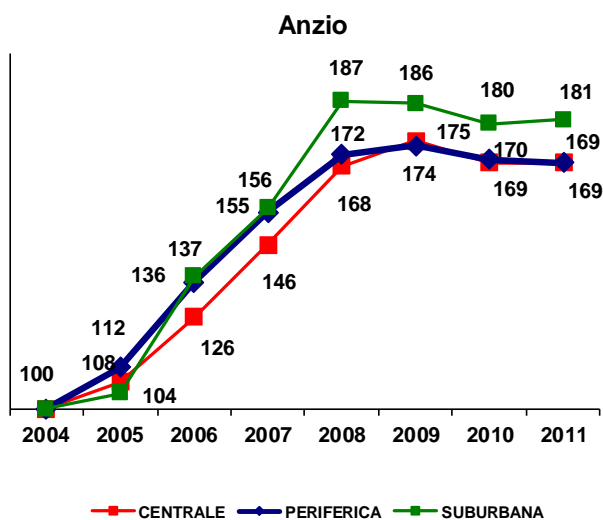
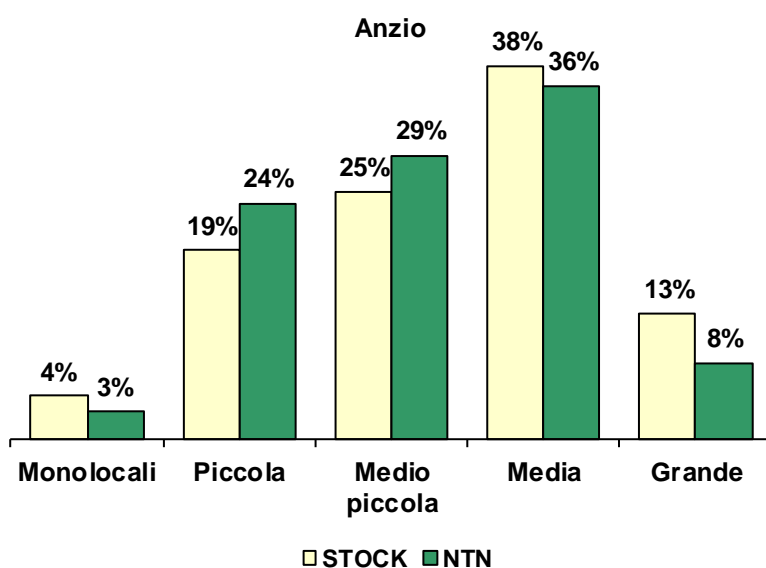


Figura 5-4: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Anzio



Nel comune di Anzio, come si vede dalla Figura 5-4, predominano le abitazioni di taglio medio che in controtendenza con le altre realtà sono anche le più compravendute. A decrescere, ma con forte proporzionalità, seguono le medio piccole, le piccole, le grandi ed i monocalci.

### 5.3 Civitavecchia

Il comune di Civitavecchia rappresenta, invece, il Litorale Nord della provincia di Roma. Il numero di compravendite per l'anno 2011 è stato di 722 unità. Più della metà sono concentrate nella zona di espansione residenziale. Questa zona insieme alla zona centrale è quella che detiene anche il primato di stock del comune. Dato il numero consistente di compravendite questa zona di espansione registra anche un IMI superiore al 3% ed un valore medio delle abitazioni (2.331 €/m<sup>2</sup>) più alto rispetto alle altre zone del comune.

Tabella 5-3: NTN STOCK IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Civitavecchia

CIVITAVECCHIA						
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2010/11
B1	ZONA CENTRALE	186	8.717	2,13%	2.219	-1,1%
D1	ZONA DI ESPANSIONE RESIDENZIALE	429	12.969	3,31%	2.331	-1,1%
E1	ZONA INDUSTRIALE	8	351	2,28%	1.888	-1,6%
E2	BORGATA AURELIA	11	499	2,10%	1.638	0,0%
E3	ZONA RURALE	35	1.497	2,37%	1.638	-1,5%
ND		53	-	-	-	-
<b>TOTALE</b>		<b>722</b>	<b>24.033</b>	<b>3,00%</b>	<b>1.976</b>	<b>-1,0%</b>

L'indice delle quotazioni evidenzia dopo il forte rialzo generale fino al 2007, in fascia periferica una leggera discesa dei prezzi fino al 2009 per poi rimanere stabile fino al 2011; per le altre due fasce (centrale e suburbana) la crescita continua anche se in maniera meno preponderante fino al 2008 per poi assestarsi o leggermente scendere fino al 2011.

Figura 5-5: numero indice QUOTAZIONI per Civitavecchia

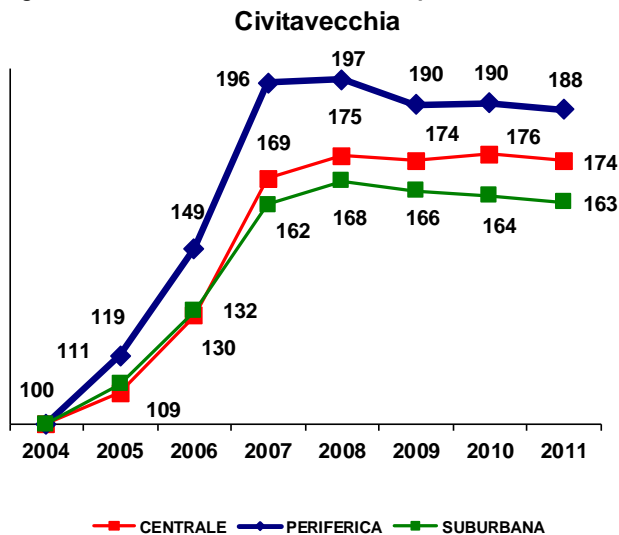
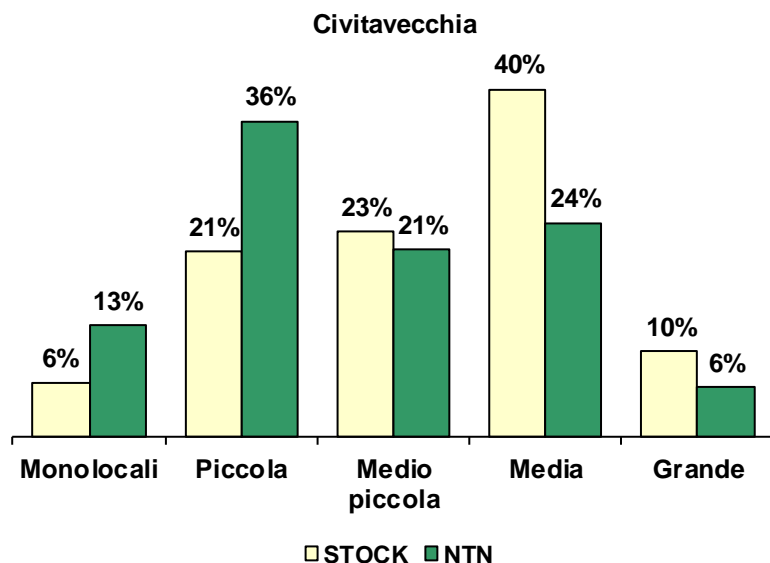


Figura 5-6: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Civitavecchia



Il comune di Civitavecchia è costituito per il 40% di abitazioni di taglio medio, che ricoprono anche una buona quota di mercato (24%). Tuttavia sono le abitazioni di taglio piccolo a registrare la più alta percentuale di compravendite (36%) nonostante lo stock di tale dimensione sia limitato al 21% del totale comunale.

#### 5.4 Monterotondo

Il comune di Monterotondo è rappresentativo dei comuni sull'Asse Salaria. Il numero di compravendite è stato, nel 2011, di 452 unità. Più della metà sono concentrate nelle zone periferica, di espansione residenziale e scalo. Il Centro storico invece sembra non essere fra le preferenze degli acquirenti, anche se, nel 2011 segna l'IMI più alto (3,22%). La quotazione media del comune è di 2.153 €/m<sup>2</sup> con una variazione negativa rispetto al 2010 del -1,8%.

Tabella 5-4: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Monterotondo

MONTEROTONDO						
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2010/11
B1	CENTRO STORICO	32	1.004	3,22%	2.038	-2,4%
D1	ZONA PERIFERICA	73	4.005	1,81%	2.138	-2,3%
E1	ZONA DI ESPANSIONE RESIDENZIALE	127	4.585	2,77%	2.238	-1,4%
E2	SCALO	51	2.237	2,29%	2.288	-0,3%
E3	ZONA RURALE NORD	73	3.294	2,23%	2.125	-1,7%
E4	ZONA RURALE SUD A	53	2.106	2,50%	2.038	-3,0%
E5	ZONA RURALE SUD B	3	105	2,86%	2.038	-3,0%
ND		40	182	-	-	-
<b>TOTALE</b>		<b>452</b>	<b>17.518</b>	<b>2,58%</b>	<b>2.153</b>	<b>-1,8%</b>

L'indice delle quotazioni evidenzia anche in questo caso un rialzo generale fino al 2007, ma, al contrario del comune di Civitavecchia, la fascia periferica mostra una crescita fino al 2008 ed una leggera discesa dei prezzi fino al 2011; per le altre due fasce (centrale e suburbana) la discesa comincia dal 2007 e continua fino a tutto il 2011.

Figura 5-7: numero indice QUOTAZIONI per Monterotondo

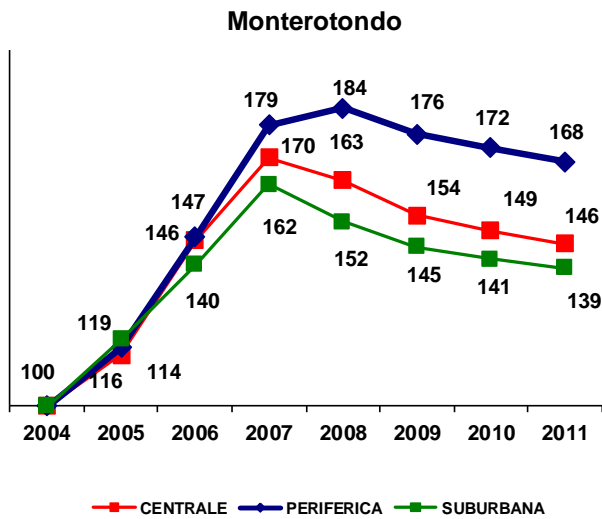
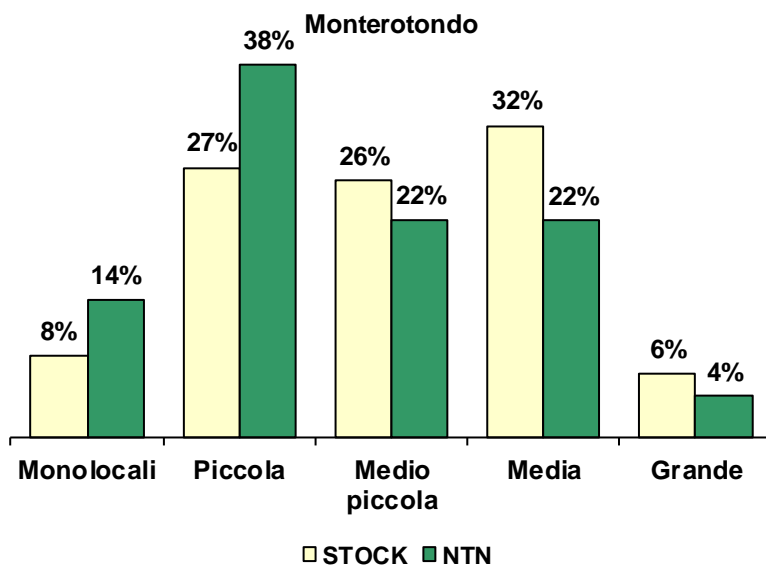


Figura 5-8: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Monterotondo



A Monterotondo il 32% dello stock è di taglio medio, il 53% di taglio piccolo e medio-piccolo, ma sono sempre le abitazioni di taglio piccolo ad avere la preferenza del mercato (38% del NTN comunale).

## 5.5 Tivoli

Il comune di Tivoli è caratteristico dei comuni sull'Asse Tiburtina. Il numero di compravendite è stato, nel 2011, di 518 unità. La zona che registra un maggior numero di compravendite è Villa Adriana (Ponte Lucano). Questa zona insieme a Parco Menghi, Bagni di Tivoli e Centro Storico è rappresentativa della maggior parte dello stock comunale. La quotazione media del comune è di 1.907 €/m<sup>2</sup> con una variazione negativa rispetto al 2010 del -1,3%. Fra le zone emergono Parco Menghi e Bagni di Tivoli con le quotazioni medie più alte del comune (2.200 €/m<sup>2</sup> e 2.131 €/m<sup>2</sup> rispettivamente).

Tabella 5-5: NTN, STOCK, IMI e QUOTAZIONE MEDIA per Tivoli

TIVOLI						
COD. ZONA	ZONA OMI	NTN 2011	Stock 2011	IMI 2011	Quotazione 2011 €/m <sup>2</sup>	Var % Quot. 2010/11
B1	CENTRO STORICO	62	3.544	1,76%	1.925	0,0%
E1	PARCO MENGHI	105	7.293	1,44%	2.200	-1,1%
E2	VILLA ADRIANA (PONTE LUCANO)	190	7.856	2,42%	2.050	-1,2%
E3	COLLE FALCO	21	565	3,72%	1.975	-2,5%
E4	ARCI EMPOLITANA	12	568	2,05%	2.000	-2,1%
E6	BAGNI DI TIVOLI	60	4.230	1,42%	2.131	-1,4%
E7	ZONA INDUSTRIALE	13	643	1,97%	1.425	-0,9%
E8	RURALE NORD	2	163	1,23%	1.700	-0,7%
E9	RURALE SUD EST	2	412	0,36%	1.650	-0,8%
E10	RURALE SUD OVEST	-	21	-	1.700	-0,7%
ND		52	1	-	-	-
<b>TOTALE</b>		<b>518</b>	<b>25.296</b>	<b>2,05%</b>	<b>1.907</b>	<b>-1,3%</b>

L'indice delle quotazioni dopo il rialzo fino al 2007, registra un crollo in fascia centrale fino al 2009 ed un assestamento fino al 2011, in fascia suburbana si assiste ad una discesa più lenta fino ad una sostanziale stabilizzazione.

Figura 5-9: numero indice QUOTAZIONI per Tivoli

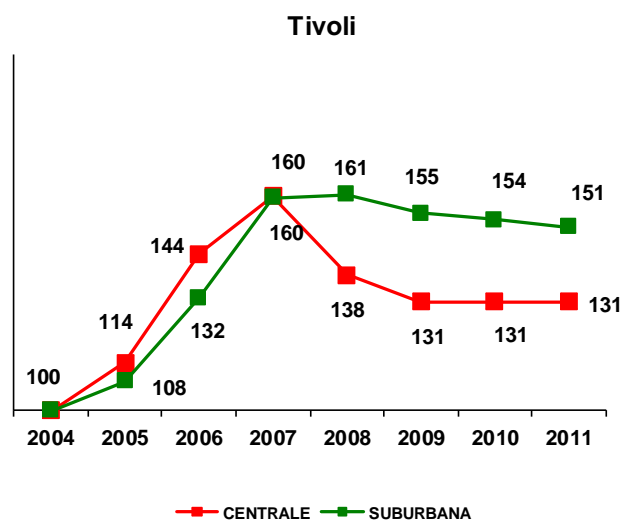
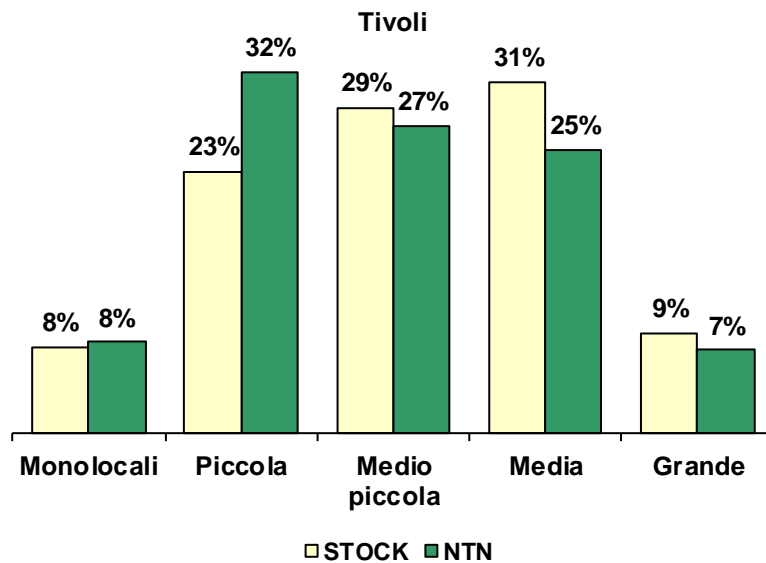


Figura 5-10: quote di composizione Stock e NTN per dimensione Tivoli



Il comune di Tivoli, sia nella distribuzione dello stock sia nella distribuzione del Numero di Transazioni Normalizzate rispecchia le composizioni analizzate per gli altri comuni della provincia. Si registra, infatti, una maggioranza di abitazioni di taglio medio e medio-piccolo, ma una spiccata compravendita delle abitazioni di taglio piccolo (32% del NTN comunale) a fronte di uno stock abitativo di tale dimensione pari a solo il 23% del dato comunale.

## 6 Bibliografia

- Agenzia del Territorio (2008) *Manuale Operativo della Banca Dati dell'Osservatorio del Mercato Immobiliare*  
Agenzia del Territorio – Tecnoborsa (2008) *Glossario delle definizioni tecniche in uso nel settore Economico-Immobiliare*  
Agenzia del Territorio (2011) *Nota Territoriale Roma – 1° semestre 2011*  
Agenzia del Territorio (2012) *Nota Territoriale Roma – 2° semestre 2011*

## Stima di una funzione di prezzo edonico – Il caso di Catania

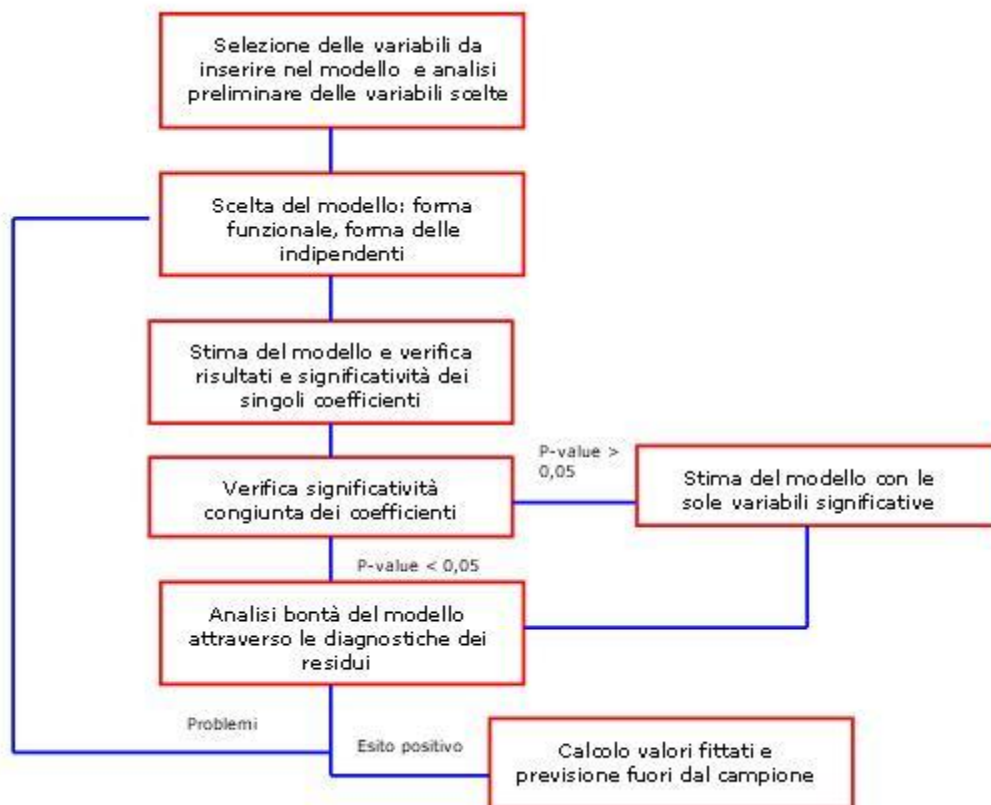
di Erika Ghirardo e Caterina Andreussi

### 1. Introduzione

Fin dal lavoro introduttivo di Maclennan (1977) i modelli edonici hanno destato molto interesse nell'ambito degli studi di economia urbana. Considerando il profilo microeconomico, in questo lavoro verrà stimata una funzione di prezzo edonica tenendo in considerazione da un lato fattori di localizzazione dell'immobile e dall'altro caratteristiche proprie dell'abitazione stessa.

Utilizzando i dati dell'archivio OMI relativi al primo e al secondo semestre del 2008 si cerca di fornire una stima del valore implicito di alcune caratteristiche delle unità abitative che possa, in qualche modo, supportare l'attività estimale.

Figura 1: Schema dell'analisi nel caso di stima classica

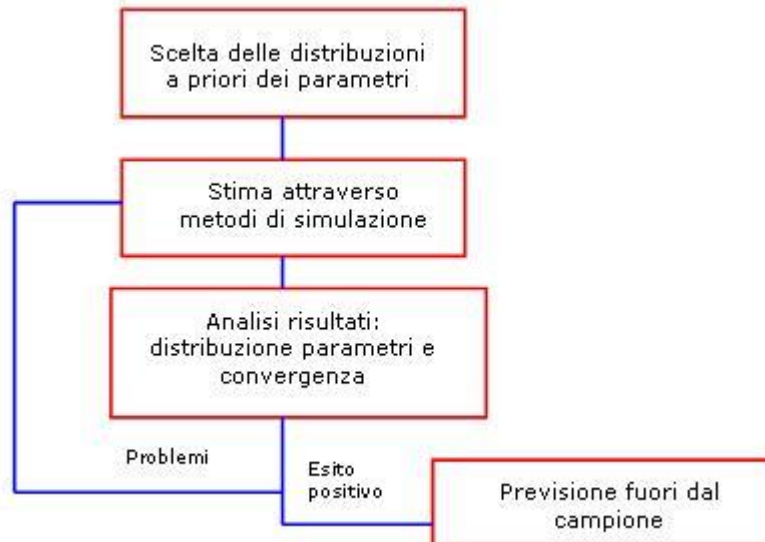


In Figura 1 si riporta una sintesi schematica delle fasi che si seguono per l'applicazione del modello statistico nel caso di stima effettuata con il metodo classico. Dopo un'indagine esplorativa delle informazioni contenute nella banca dati si effettua la selezione delle variabili. Segue la scelta del modello ovvero la scelta della forma funzionale più idonea e la forma delle variabili dipendenti inserite. Segue la fase di stima e l'analisi dei risultati ottenuti: verifica dei segni dei coefficienti e della loro significatività. Per decidere se eliminare dal modello le variabili con coefficienti non significativi si effettua il test di significatività congiunta. Se viene confermata la non significatività possono essere trascurate e si stima un nuovo modello con le variabili restanti. Per valutare la bontà del modello stimato si effettuano le diagnostiche sui residui che comprendono la verifica che il campione rispetti le ipotesi. In particolare si tratta di testare la validità dell'ipotesi di normalità, eteroschedasticità,



linearità e multicollinearità. Se non vi sono particolari problemi il modello può ritenersi buono e può essere utilizzato per effettuare una previsione fuori dal campione.

Figura 2: Schema dell'analisi nel caso di stima bayesiana



In Figura 2 si riportano le fasi dell'analisi nel caso di stima effettuata in ambito bayesiano. In questo caso si decidono, a priori, delle distribuzioni per i parametri da stimare (i coefficienti  $\beta$  e la varianza  $\sigma^2$ ). Tali distribuzioni opportunamente combinate con le informazioni provenienti dai dati ci forniscono la distribuzione a posteriori dalla quale è possibile ricavare tutte le informazioni necessarie quali stime puntuali, intervalli di confidenza etc. Si analizzano le distribuzioni dei singoli parametri e si utilizzano le stime per effettuare una previsione fuori dal campione.

Il lavoro è strutturato come segue: in una prima parte si riportano brevi richiami alla teoria edonica e si forniscono dettagli sulla scelta del campione, in una seconda parte si riportano i risultati delle stime ottenute con le due diverse tecniche e infine si riportano le conclusioni.

## 2. Richiami teorici

Il mercato delle abitazioni presenta rispetto ad altri caratteristiche particolari (Smith et al, 1988), innanzitutto l'abitazione è sia un bene durevole che di investimento, ha un costo elevato, è un bene eterogeneo ed infine è un bene spazialmente fisso che implica in particolare che l'ubicazione dell'unità abitativa sia un fattore determinante nella formazione del prezzo nel mercato.

Dal punto di vista teorico seguendo l'approccio neoclassico (ricordando i risultati di Sheppard,1997) la domanda e l'offerta di servizi abitativi può essere derivata dalla massimizzazione dell'utilità delle famiglie dal lato della domanda e delle imprese dal lato dell'offerta. Si dimostra che in equilibrio sarà la funzione di prezzo delle caratteristiche del servizio abitativo ad assicurare l'uguaglianza tra domanda e offerta. La stima dei coefficienti della funzione di prezzo edonica misura, quindi, in equilibrio il prezzo implicito di ciascuna caratteristica.

In questa applicazione il modello edonico sarà utilizzato proprio per ottenere informazioni sul prezzo implicito che il mercato attribuisce alle specifiche caratteristiche delle abitazioni. Tali caratteristiche fanno riferimento a condizioni strutturali dell'immobile, di ubicazione etc. In via generale possiamo scrivere

$$y = f(X) + \varepsilon,$$

avendo indicato con  $y$  il valore al mq di una unità immobiliare, con  $X$  il vettore delle specifiche caratteristiche osservate e con  $\varepsilon$  gli errori stocastici del modello con l'ipotesi che siano normalmente distribuiti con varianza costante,  $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$ .

### 3. Selezione del campione

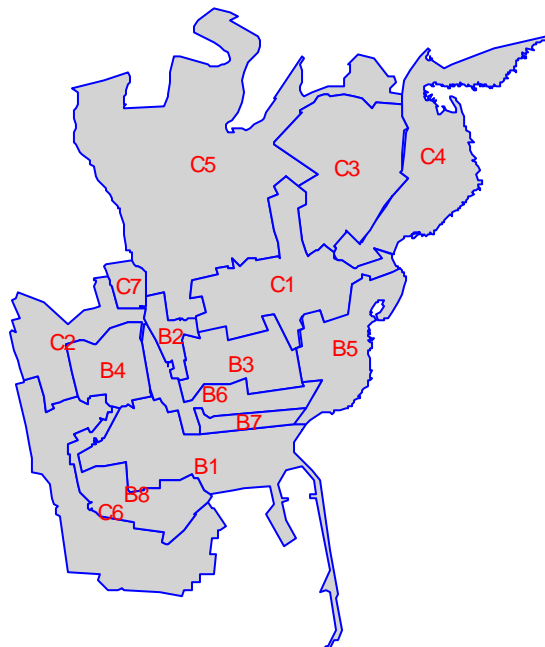
La stima di una funzione di prezzo edonica richiede un campione abbastanza numeroso di prezzi di vendita e un insieme dettagliato di informazioni sulle caratteristiche delle unità osservate.

A tal fine l'analisi dell'archivio OMI ha evidenziato alcune criticità. Il numero delle transazioni registrate per ogni zona in un certo istante temporale è spesso insufficiente per permettere la stima di una funzione di tipo multiparametrico ed inoltre le informazioni sulle caratteristiche risultano spesso lacunose.

Tuttavia, molte delle informazioni in esso contenute risultano un buon supporto per un'analisi di partenza che riesca a mettere in luce vantaggi e problemi dell'approccio edonico che si vuole applicare.

Si sono considerati i dati dell'archivio OMI relativi al primo e al secondo semestre 2008 delle vendite derivanti da atti di unità a destinazione residenziale nelle fasce B e C (centrale e semi centrale). Tra i comuni con un numero abbastanza elevato di osservazioni si è scelto il comune di Catania (106 osservazioni).

Figura 3: Mappa delle zone del comune di Catania



Esistono centinaia di caratteristiche che potrebbero essere incluse nella spiegazione del prezzo di un'abitazione. Nell'archivio OMI, per ogni unità sono disponibili, molte informazioni inerenti i fattori posizionali, le caratteristiche del fabbricato e le caratteristiche dell'unità stessa. Tra queste informazioni alcune rivestono maggiore importanza rispetto ad altre in particolare, non è possibile prescindere dalla zona, importanti sono anche il livello manutentivo dell'unità, l'affaccio, il livello del piano, la superficie, la presenza di balconi, cantine e posti auto. Tuttavia, molte di queste variabili sono poco eterogenee, ovvero presentano spesso un'unica modalità, altre hanno un numero elevato numero di valori mancanti. L'archivio OMI nasce, infatti, con la finalità di determinare e monitorare i valori del mercato immobiliare e non di essere una base dati con informazioni dettagliate sulle singole unità immobiliari.

L'impossibilità di considerare tutte le caratteristiche influenti ha come conseguenza quella di ottenere stime poco robuste come evidenziato in letteratura (Ozanne & Malpezzi, 1985). Tale considerazione va tenuta presente in fase di interpretazione dei coefficienti che andranno valutati con molta cautela.

L'analisi esplorativa svolta in una prima fase ha permesso la valutazione delle informazioni disponibili al fine di selezionare potenziali buoni predittori.

Dopo tale fase si è scelto di considerare come dipendenti le seguenti variabili:

- Zona (scelta come base la prima zona, B1, si è creata una dummy per ogni restante zona) di seguito indicate con “d” e nome della zona;
- Ascensori (la variabile è stata trasformata in binaria identificando con 0 assenza di e 1 presenza di ascensore) di seguito indicata con “d.asc”;
- Livello del piano di seguito “piano”;
- Superficie totale di seguito “sup”;
- Cantina o soffitta (numero) di seguito “cant\_soff”;
- Terrazzo o balcone (numero) di seguito “balc\_terr”;

L’inserimento della variabile zona ha l’obiettivo di cogliere i fattori relativi alla localizzazione. Inoltre, la stima di un parametro relativo alla zona può essere utile, nei processi estimati, per valutare l’influenza sull’unità abitativa delle differenze di localizzazione.

In Tabella 1 si riporta il numero di schede disponibili per ogni zona, mentre in Tabella 2 si riportano le principali statistiche descrittive delle variabili che entrano nel modello.

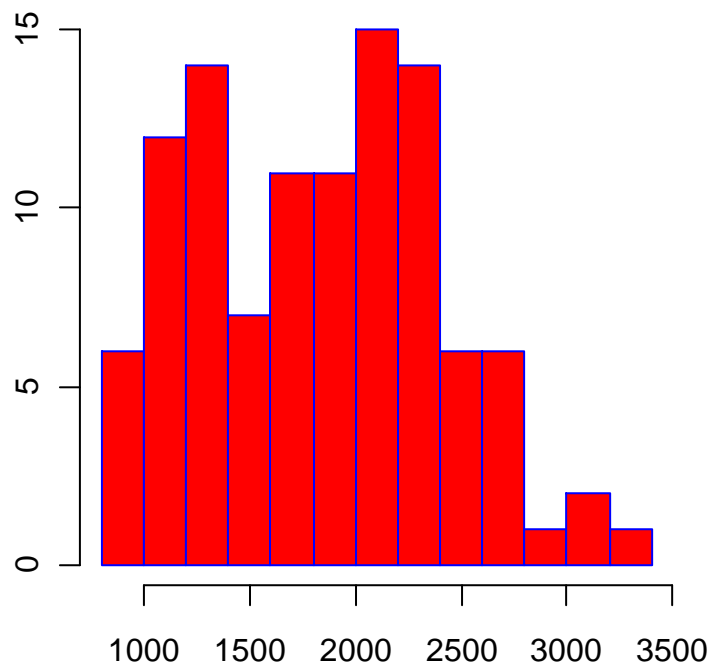
Tabella 1: Numero di osservazioni per zona

Zona	Freq	Zona	Freq
<b>B1</b>	7	<b>B8</b>	11
<b>B2</b>	0	<b>C1</b>	8
<b>B3</b>	8	<b>C2</b>	8
<b>B4</b>	8	<b>C3</b>	22
<b>B5</b>	2	<b>C5</b>	11
<b>B6</b>	3	<b>C6</b>	10
<b>B7</b>	3	<b>C7</b>	5

Tabella 2: Statistiche descrittive delle variabili quantitative

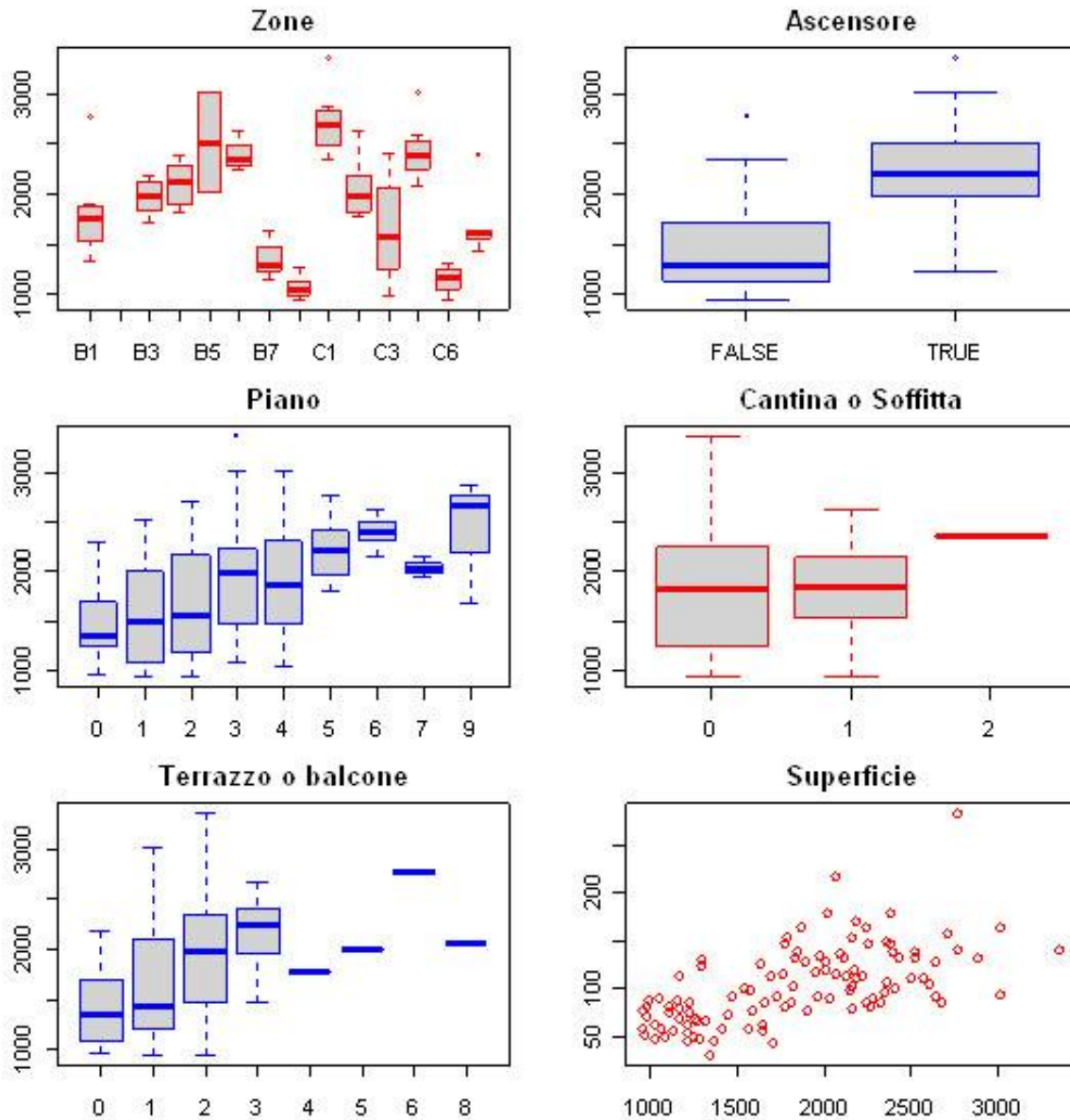
Variabili	Min	Q1	Mediana	Media	Q3	Max
<b>valore</b>	948	1280	1833	1833	2243	3357
<b>piano</b>	0	1	3	3	4	9
<b>Cant_soff</b>	0	0	0	0,21	0	2
<b>Balc_terr</b>	0	1	2	1,75	2	8
<b>Sup</b>	30	75,25	96,5	102,9	130,8	283

Figura 4: Distribuzione del valore al mq



In Figura 4 si riporta la distribuzione della variabile valore al mq che evidenzia la presenza di una bimodalità. Nella Figura 5 si riporta la distribuzione del prezzo in relazione alle modalità delle variabili considerate. Iniziando dal primo grafico in alto a sinistra è stata visualizzata la distribuzione della variabile valore al mq nel caso di presenza e in quello di assenza dell'ascensore. Si nota facilmente come la media del valore sia decisamente più elevata nel caso di presenza di ascensore. La distribuzione del valore rispetto alle modalità della variabile livello del piano si mostra in generale crescente all'aumentare del piano. L'analisi delle distribuzioni rispetto al numero di cantine e di balconi evidenzia qualche particolarità che in questo caso può molto probabilmente essere attribuita alla difficoltà dei rilevatori di avere informazioni sulla loro presenza o assenza e quindi sul numero delle pertinenze dell'immobile compravenduto. E' quindi, possibile che parte degli immobili che nella realtà hanno pertinenze risultino senza alcuna pertinenza con la conseguenza che non siamo in grado di conoscere la vera distribuzione del valore al mq rispetto a queste modalità. Tale problema si ripercuote nella stima dei coefficienti e quindi nella difficoltà di ottenere valori affidabili. Rispetto alla superficie, contrariamente alle attese, si nota una relazione crescente rispetto al prezzo.

Figura 5: Distribuzione del valore al mq rispetto alle variabili in esame



#### 4. Stima della funzione di prezzo edonica

Non esiste un'unica teoria sulla scelta della forma funzionale più adatta, tuttavia, come dimostrato da Follain & Malpezzi (1980) la forma semilogaritmica presenta rispetto a quella lineare alcuni vantaggi. Si preferisce quindi applicare una forma semilogaritmica.

Il modello da stimare è il seguente:

$$\log(y) = \beta_0 + \beta_1 \text{dB3} + \beta_2 \text{dB4} + \beta_3 \text{dB5} + \beta_4 \text{dB6} + \beta_5 \text{dB7} + \beta_6 \text{dB8} + \beta_7 \text{dC1} + \beta_8 \text{dC2} + \beta_9 \text{dC3} + \beta_{10} \text{dC5} + \beta_{11} \text{dC6} + \beta_{12} \text{d.asc} + \beta_{13} \text{piano} + \beta_{14} \text{sup} + \beta_{15} \text{cant\_soff} + \beta_{16} \text{balc\_terr} + \varepsilon.$$

Esiste una letteratura abbastanza consolidata sulla stima di questi modelli che ha visto negli ultimi anni un'evoluzione delle tecniche impiegate quali approcci bayesiani (Gilley & Pace, 1995), tecniche non parametriche (Meese & Wallace, 1991) e tecniche semi-parametriche (Gencay & Yang, 1996). Nel seguito verranno forniti i risultati ottenuti sia con l'applicazione del metodo classico sia seguendo un approccio bayesiano.

## 5. Metodo classico

Il modello sopra riportato viene stimato con il metodo dei minimi quadrati ordinari tenendo in considerazione tutte le ipotesi classiche. Nella tabella seguente si riportano le stime ottenute per tutti i parametri.

Tabella 3: Stime primo modello

Variabili	Stima	Std. Error	Valore t	Pr(> t )
<b>Intercetta</b>	7,313	0,072	101,578	< 2e-16 ***
<b>dB3</b>	0,005	0,076	0,067	0,946
<b>dB4</b>	0,010	0,078	0,124	0,902
<b>dB5</b>	0,088	0,119	0,742	0,460
<b>dB6</b>	0,023	0,107	0,211	0,834
<b>dB7</b>	-0,235	0,096	-2,437	0,017 *
<b>dB8</b>	-0,460	0,070	-6,588	0,000 ***
<b>dC1</b>	0,200	0,082	2,429	0,017 *
<b>dC2</b>	-0,085	0,082	-1,047	0,298
<b>dC3</b>	-0,227	0,066	-3,425	0,001 ***
<b>dC5</b>	0,090	0,079	1,144	0,256
<b>dC6</b>	-0,419	0,073	-5,718	0,000 ***
<b>dC7</b>	-0,131	0,085	-1,538	0,128
<b>d.asc (1)</b>	0,171	0,044	3,925	0,000 ***
<b>piano</b>	0,018	0,008	2,085	0,040 *
<b>Sup</b>	0,001	0,000	1,497	0,138
<b>Cant_soff</b>	0,077	0,033	2,298	0,024 *
<b>balc_terr</b>	0,027	0,015	1,859	0,066 .
<b>Sigma</b>	0,019			

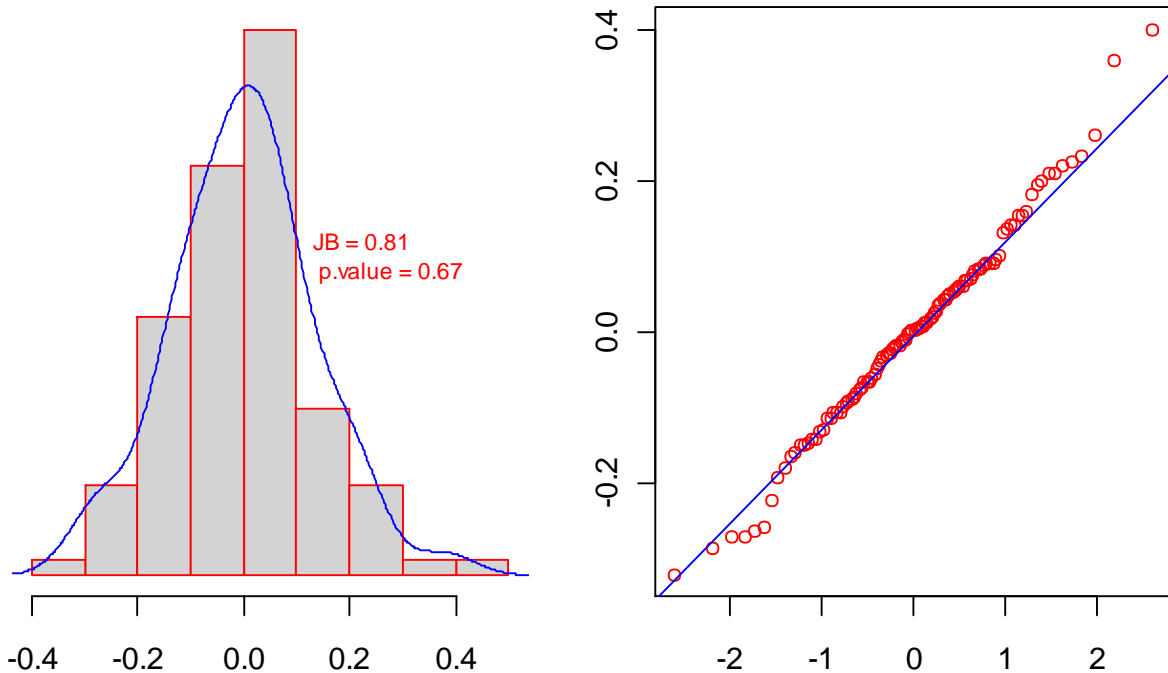
Si effettua un test F per verificare la significatività congiunta delle variabili relative alle zone che risultano non significative che ci conferma la loro non significatività. Si stima ora il modello omettendo tali variabili.

Tabella 4: Stime secondo modello

Variabili	Stima	Std. Error	Valore t	Pr(> t )
<b>Intercetta</b>	7,240	0,052	138,477	< 2e-16 ***
<b>dB8</b>	-0,407	0,053	-7,701	0,000 ***
<b>dC1</b>	0,232	0,058	4,033	0,000 ***
<b>dC3</b>	-0,185	0,040	-4,655	0,000 ***
<b>dC5</b>	0,121	0,052	2,317	0,023 *
<b>dC6</b>	-0,364	0,055	-6,592	0,000 ***
<b>d.asc (1)</b>	0,176	0,039	4,510	0,000 ***
<b>Piano</b>	0,018	0,008	2,143	0,035 *
<b>Sup</b>	0,001	0,000	2,027	0,046 *
<b>Cant_Soff</b>	0,079	0,034	2,359	0,020 *
<b>Balc_terr</b>	0,028	0,014	2,013	0,047 *
<b>Sigma</b>	0,020			

Ricordando che il modello è espresso come funzione semilogaritmica possiamo commentare che in assenza di particolari caratteristiche il valore medio di una unità abitativa è pari a circa 1.455 euro (che si ottiene facendo l'esponenziale del parametro relativo all'intercetta). Rilevante è l'influenza della zona: un'unità abitativa ubicata in una zona piuttosto che in un'altra subisce aumenti o diminuzioni del valore al mq rispetto alla zona B1 (scelta come base). La presenza dell'ascensore risulta molto importante, infatti, il coefficiente associato a questa variabile pari a circa 0,17 ci indica che una unità immobiliare con presenza di ascensore subisce un aumento del valore di circa il 17% così come la presenza di cantina o soffitta aumenta il valore di circa 8% mentre il balcone o il terrazzo di circa il 2,8%. Il modello raggiunge un buon adattamento evidenziando un  $R^2$  pari a circa 0,81.

Figura 6: Istogramma e qq-plot dei residui



Per quanto riguarda le diagnostiche si effettua il test di Jarque e Bera per la normalità che con un p-value di circa 0,67 ci permette di non rifiutare l'ipotesi nulla di normalità.

Si effettuano i test di Breusch e Pagan e di White per la verifica dell'assenza di autocorrelazione che con p-value pari rispettivamente a 0,58 e 0,47 ci confermano l'assenza di autocorrelazione. Il test RESET con un p-value pari a circa 0,01 ci permette di accettare l'ipotesi nulla di linearità al 10%. L'ispezione grafica dei residui standardizzati non mostra l'evidenza di outlier. Inoltre, non sembrano esservi problemi legati alla multicollinearità che indagata con il vif riporta valori entro i limiti.

Tabella 5: Risultati di previsione su un campione di 10 nuove schede

Variabili	$\beta$	IMM. a	IMM. b	IMM. c	IMM. d	IMM. e	IMM. f	IMM. g	IMM. h	IMM. i	IMM. j
Zona		B8	C5	C3	B8	B8	C6	C6	C6	C5	C3
Intercetta	7,240	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
d8	-0,407	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0
dC1	0,232	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
dC3	-0,184	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
dC5	0,121	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0
dC6	-0,364	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0
Ascensori	0,176	0	1	1	0	0	0	0	0	1	0
Livello piano	0,018	3	1	5	3	3	2	3	1	1	2
Sup.tot.	0,001	61	129	96	103	92	60	75	68	94	105
Cantina_Soff	0,079	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0
Terr_Balconi	0,028	1	1	2	1	0	1	1	0	2	2
Prezzo teorico	==	1.070,54	2.235,40	1.905,61	1.116,46	1.073,75	1.187,12	1.133,75	1.056,05	2.219,80	1.411,71
Prezzo rilevato	==	1.114,75	2.015,50	1.822,92	1.257,28	1.130,43	1.216,67	980,00	1.088,24	2.021,28	1.523,81
D%	==	-4,1%	9,8%	4,3%	-12,6%	-5,3%	-2,5%	13,6%	-3,0%	8,9%	-7,9%

Le stime ottenute sono state utilizzate per effettuare una previsione fuori dal campione. Si sono prese un campione di 10 nuove schede del comune di Catania registrate nel primo semestre 2009. I risultati ottenuti sono riportati in **Errore. L'origine riferimento non è stata trovata.**

## 6. Stima Bayesiana

Nonostante il modello stimato non mostri particolari problemi è noto in letteratura, come evidenziato in precedenza, che le stime dei coefficienti risultano, in genere, molto sensibili rispetto all'omissione di variabili rilevanti con la conseguenza che se da un lato i valori predetti sono abbastanza affidabili dall'altra le stime dei coefficienti vanno valutate in modo più cauto.

L'idea di fare inferenza muovendosi in un'ottica bayesiana nasce dalla considerazione che le metodologie di valutazione immobiliare dipendono molto dall'esperienza e dalla conoscenza propria del valutatore. L'applicazione di una tecnica di stima bayesiana, che coniuga l'informazione proveniente dai dati con l'informazione a priori suggerita dall'esperienza empirica, può permettere di ottenere maggiori informazioni sui parametri del modello. Conducendo l'inferenza sotto tale ottica si ottiene per ogni parametro un'intera distribuzione con il vantaggio di poter meglio valutare i singoli parametri. Tralasciando gli aspetti legati alla filosofia e alla matematica bayesiana si è applicato un modello di regressione ipotizzando per i singoli coefficienti una distribuzione normale e vincolando i coefficienti dei parametri relativi alle variabili "cant\_soff" e "balc\_terr" a essere non negativi (Gilley & Pace, 1978). Simulando via MCMC 50.000 valori si ottengono le distribuzioni a posteriori dei singoli coefficienti riportate in Figura 7 e in Figura 8.

Figura 7: Distribuzione dei coefficienti dell'intercetta e delle zone

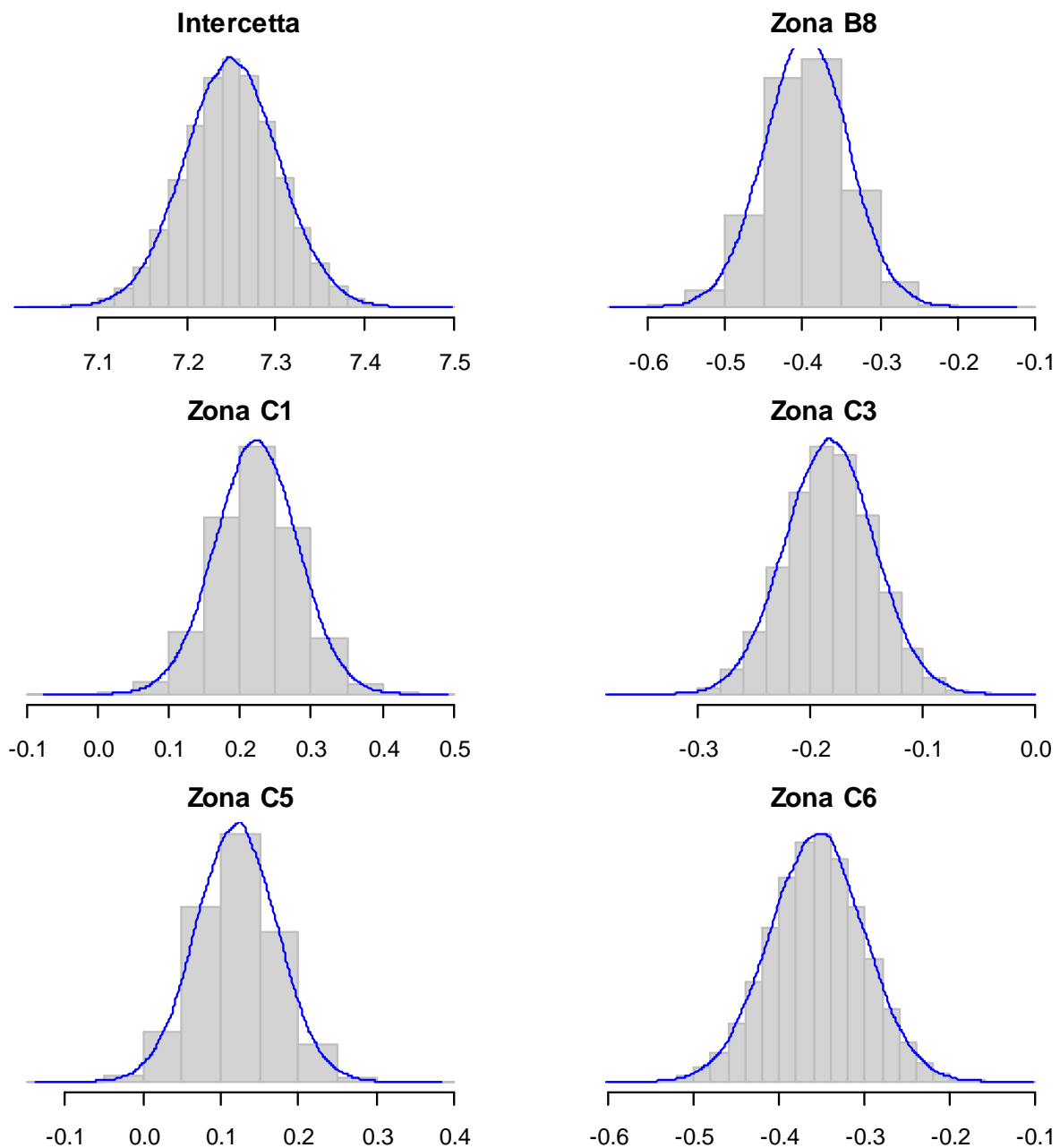




Figura 9: Distribuzione dei parametri relativi all'unità abitativa e della varianza

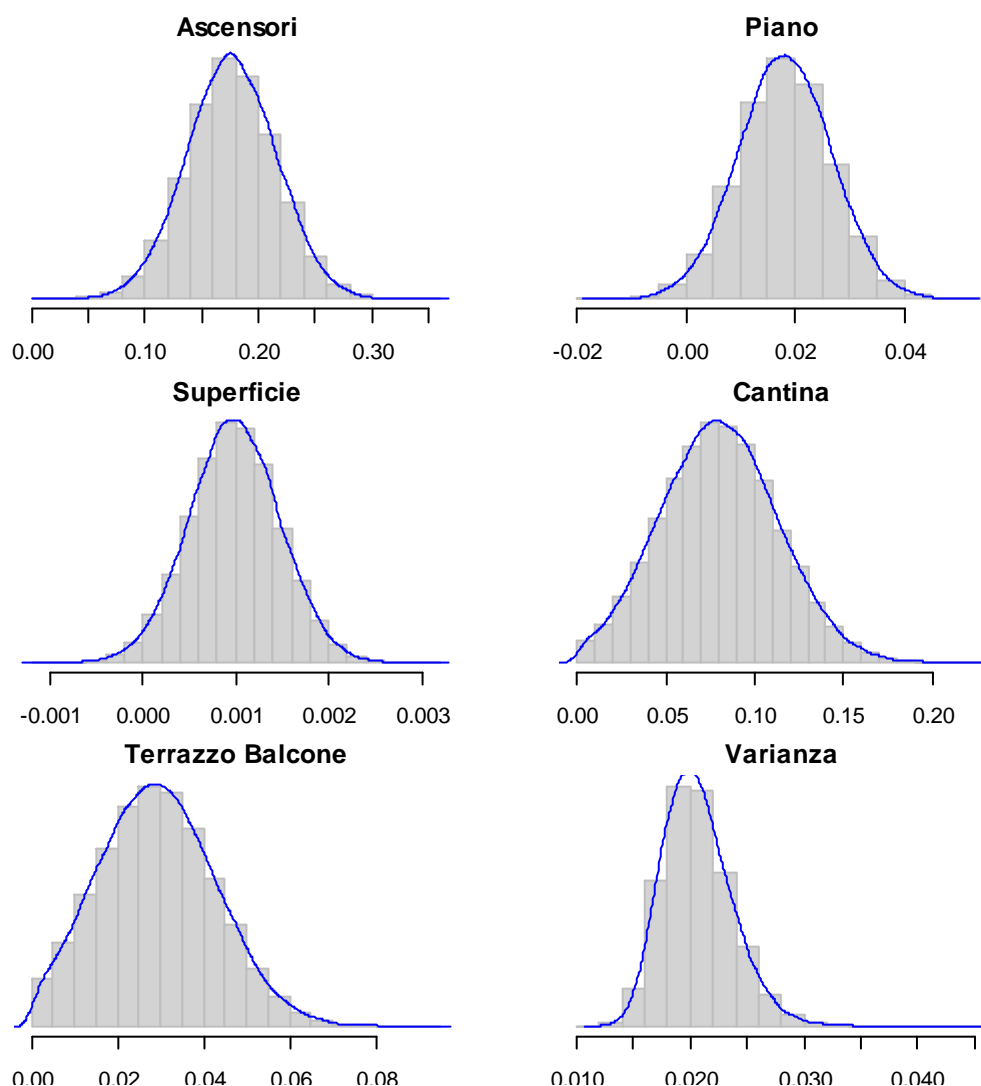


Tabella 6: Stima della media dei parametri del modello

Variabili	Media	Std. Error
<b>Intercetta</b>	7,240	0,053
<b>dB8</b>	-0,407	0,053
<b>dC1</b>	0,232	0,058
<b>dC3</b>	-0,184	0,040
<b>dC5</b>	0,121	0,053
<b>dC6</b>	-0,364	0,056
<b>d.asc (1)</b>	0,176	0,040
<b>Piano</b>	0,018	0,009
<b>Sup</b>	0,001	0,000
<b>Cant_Soff</b>	0,079	0,034
<b>Balc_terr</b>	0,028	0,014
<b>Sigma</b>	0,021	0,003

Le medie dei coefficienti stimati con questa tecnica sono molto simili ai risultati ottenuti con l'analisi classica, tuttavia, in questo caso otteniamo maggiori informazioni. L'analisi delle distribuzioni dei parametri stimate in ambito bayesiano ci permette di osservare ad esempio che il coefficiente relativo all'ascensore può essere poco ma anche molto influente arrivando ad un valore di circa il 35%. Tale valore è abbastanza in linea con

l'evidenza empirica che suggerisce che l'ascensore ha un peso diverso in relazione al piano dell'immobile e al numero totali dei piani dello stesso.

I vantaggi potenziali di questa tecnica sopra discussi incontrano il limite della necessaria informazione a priori.

## **7. Punti di forza, criticità e sviluppi futuri**

Con le dovute cautele, discusse in precedenza, il modello applicato ci ha permesso di stimare il valore implicito di alcune caratteristiche delle abitazioni. Si è inoltre mostrata l'ulteriore possibilità di ottenere, attraverso la tecnica di stima bayesiana, una distribuzione per ogni singolo coefficiente con il vantaggio di ottenere più informazioni.

La validità teorica del modello sconta però nelle applicazioni reali tutti i problemi legati alla disponibilità di informazioni su un numero elevato di osservazioni e alla loro bontà. Allo stato attuale risulta difficile la standardizzazione della procedura al fine di applicarla ad un numero ampio di comuni. Inoltre, la peculiarità del mercato immobiliare, a cui ci si riferisce, rende difficile l'applicazione di un modello valido per una città ad un'altra, con la conseguenza di rendere necessarie analisi ad hoc su singole città. Tuttavia, questo studio preliminare ci fornisce una base di partenza per migliorare la qualità delle informazioni disponibili.

Per poter fare considerazioni quali l'ordine di grandezza e l'importanza relativa dei coefficienti ai fini di valutare quale caratteristica abbiano più peso rispetto ad altre o giungere a conclusioni più generali è importante avere a disposizione un numero più elevato di osservazioni e quindi applicare di nuovo il modello.

In futuro si prevede l'estensione del modello per applicarlo anche ad altre città allo scopo di comparare l'influenza delle variabili e l'entità dei coefficienti.

Miglioramento delle informazioni immesse nella base dati che dovranno essere mirate ad ottenere indicazioni sulle variabili maggiormente influenti sul prezzo.

Un obiettivo più ambizioso potrebbe essere quello di considerare le coordinate, latitudine e longitudine, dell'immobile compravenduto utili per la specificazione di modelli che tengono conto di caratteristiche spaziali quali la distanza dal centro urbano o da altri centri.

Un'ulteriore fase potrebbe essere quella di prevedere la creazione di un campione mirato a questo tipo di analisi allo scopo di valutare le potenzialità di questo tipo di modelli come supporto all'attività estimale.

Al termine del breve elaborato risulta evidente, quindi, la necessità di pensare all'archivio in un'ottica sistemica in modo da far convergere le due esigenze: di determinazione del valore e di attività estimativa.

## **Bibliografia**

- Follain, James R. and Stephen Malpezzi. Dissecting Housing Value and Rent. Washington, D.C.: *The Urban Institute*, 1980.
- Gencay, R., X. Yang (1996) A forecast comparison of residential housing prices by parametric versus semiparametric conditional mean estimators, *Economics Letters*, 52(2), 129-135.
- Gilley, Otis W. and R. Kelley Pace. Improving Hedonic Estimation with an Inequality Restricted Estimator. *Review of Economics and Statistics*, 77(4), November 1995, pp. 609-21.
- Maclennan, Duncan. Some Thoughts on the Nature and Purpose of Hedonic Price Functions. *Urban Studies*, 14, 1977, pp. 59-71.
- Meese R., Wallace N. (1991) Nonparametric Estimation of Dynamic Hedonic Price Models and the Construction of Residential Housing Price Indices. *AREUEA J.* 19 (1991), pp. 308-332.
- Ozanne, Larry and Stephen Malpezzi. The Efficacy of Hedonic Estimation with the Annual Housing Survey: Evidence from the Demand Experiment. *Journal of Economic and Social Measurement*, 13 (2), July 1985, pp. 153-72.

## Potenzialità DB schede OMI ai fini estimali Case Study

a cura di Alessandro Stramaglia e Gennaro Chirola

### 1 Sommario

Obiettivo del presente documento è verificare l'applicabilità della metodologia "Multiple Regression Analysis" (MRA), già illustrata nel documento "potenzialità DB schede Omi ai fini estimali", al procedimento comparativo di natura empirica derivato dal Market Comparison Approach (MCA), descritto nel Manuale Operativo delle Stime Immobiliari.

In questo contesto, l'elaborato prevede l'utilizzo delle schede di rilevazione OMI per due finalità:

1. la determinazione di "funzioni valore" atte alla previsione del valore di mercato di un immobile di cui siano note le caratteristiche (valutometro);
2. la determinazione statistica dei "coefficienti relativi alle caratteristiche" di un immobile e, quindi, la percentuale di influenza per variazioni di livello di qualità delle caratteristiche esaminate.

L'analisi è stata incentrata sulla base delle 8 caratteristiche previste nel manuale MOSI (cfr. pag. 26). E' stata altresì condotta un'ulteriore analisi che esclude dall'indagine le 2 caratteristiche non obbligatorie nella scheda OMI (ovvero "esposizione prevalente" e "qualità dell'affaccio prevalente").

### 2 Introduzione

Il case study concerne l'analisi di un campione di compravendite, appartamenti situati in condominio, estrapolato in un segmento del mercato immobiliare del Comune di Venezia (fascia suburbana - zona Omi E23 – Mestre Centro).

E' stata applicata la metodologia di regressione lineare<sup>1</sup> multiparametrica MRA ad un campione di 108 compravendite rilevate nel 1° e nel 2° semestre 2008.

Le 8 caratteristiche prese in esame sono:

- con riferimento all'**edificio**:
  - ✓ localizzazione di dettaglio (C<sub>1</sub>)
  - ✓ tipologia architettonica (C<sub>2</sub>)
  - ✓ stato manutentivo dell'immobile (C<sub>3</sub>)
- con riferimento all'**unità immobiliare**:
  - ✓ consistenza ragguagliata (C<sub>4</sub>)
  - ✓ livello di piano (C<sub>5</sub>)
  - ✓ orientamento prevalente (C<sub>6</sub>)
  - ✓ qualità dell'affaccio prevalente (C<sub>7</sub>)
  - ✓ stato manutentivo dell'unità immobiliare (C<sub>8</sub>)

<sup>1</sup> Oltre al modello di regressione lineare, è possibile assegnare alla funzione svariati altri tipi di modello (*potenza, esponenziale, logaritmico*). La circostanza che tali modelli siano descrivibili con formulazione lineare permette di concentrare l'attenzione proprio sulla regressione multipla lineare che, per la sua particolare formulazione, si presta più chiaramente ad essere interpretata ed analizzata nei risultati.

Nel tabella seguente, sono riportati in dettaglio la natura delle caratteristiche sopra elencate, le corrispondenti scale di misurazione, le unità di misura e gli eventuali nomenclatori (cfr. pag. 26 del MOSI):

N°	caratteristica	tipo	scala	modalità di misura	nomenclatori
C1	localizzazione di dettaglio	qualitativa ordinabile	cardinale discreta	punteggio	degradata - normale - ricercata
C2	tipologia architettonica	qualitativa non ordinabile	cardinale discreta	punteggio	economica - civile - signorile
C3	stato manutentivo dell'immobile	qualitativa ordinabile	cardinale discreta	punteggio	scadente - normale - ottimo
C4	consistenza ragguagliata	quantitativa	cardinale continua	m <sup>2</sup>	---
C5	livello di piano	qualitativa ordinabile	cardinale discreta	punteggio	il livello di piano
C6	orientamento prevalente	qualitativa ordinabile	cardinale discreta	punteggio	N - E - O - S
C7	qualità dell'affaccio prevalente	qualitativa ordinabile	cardinale discreta	punteggio	scadente - normale - di pregio
C8	stato manutentivo dell'unità imm.	qualitativa ordinabile	cardinale discreta	punteggio	scadente - normale - ottimo

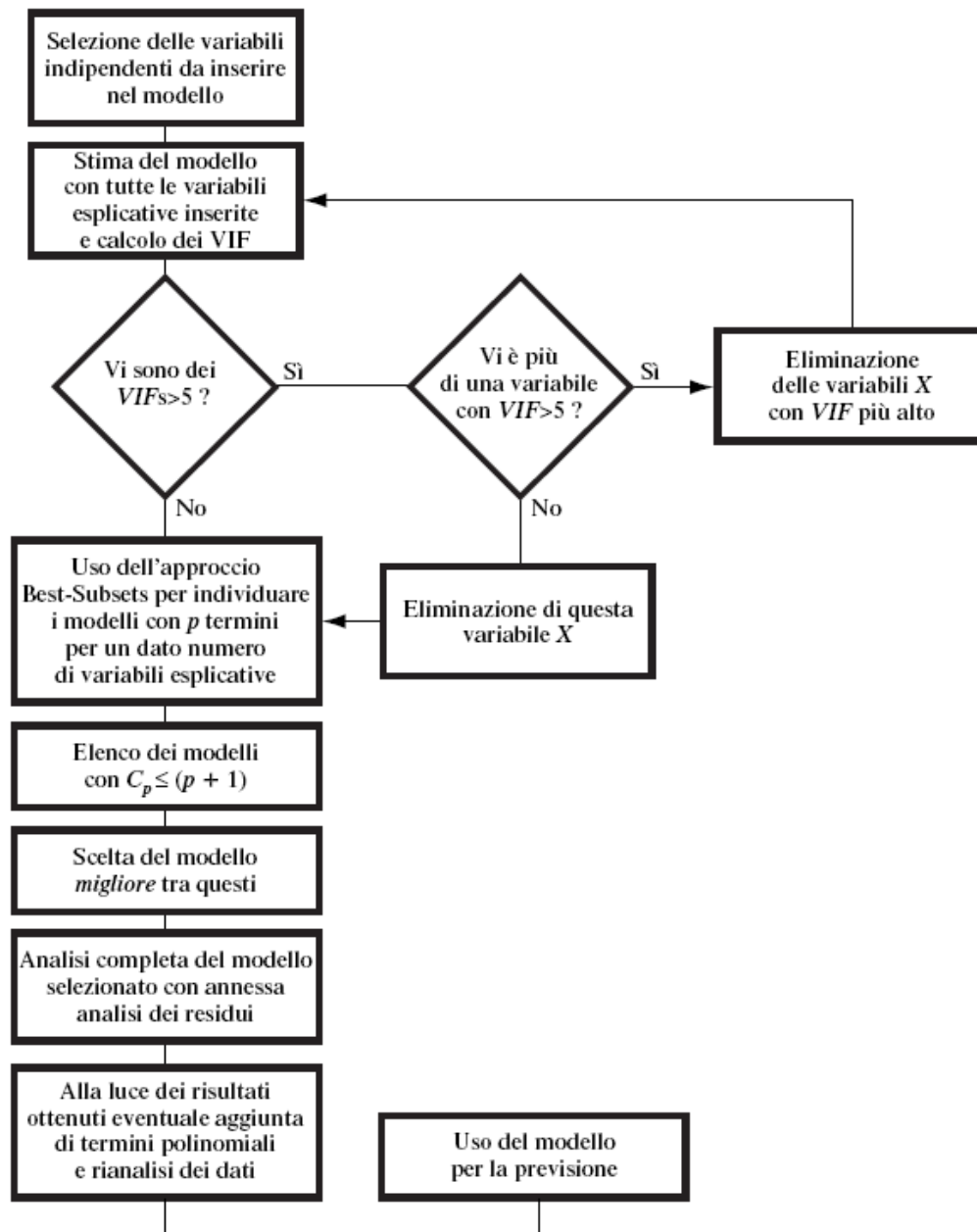
I record riferiti al campo "orientamento prevalente" (campo non obbligatorio nella scheda OMI), laddove mancanti, sono stati debitamente riempiti associando la modalità (nord, est, ovest, sud) alla media campionaria dei casi della variabile dipendente €/m<sup>2</sup>. Il campo "qualità dell'affaccio prevalente" (altro campo non obbligatorio) non presenta record nulli.

I punteggi associati ai suddetti nomenclatori sono stati definiti, in via puramente esemplificativa, secondo la seguente tabella:

CARATTERISTICHE					
elem.	num.	caratteristiche	dett. o nomencl.	u.m.	
EDIFICIO	C1	local. di dettaglio	degradata	1	
			normale	2	
			ricercata	3	
	C2	tipologia architettonica	economica	1	
			civile	2	
			signorile	3	
	C3	stato man. fabbricato	scadente	1	
			normale	2	
			ottimo	3	
UIU	C4	consistenza ragg.		mq	
	C5	livello piano	tipologia edificio	con ascensore	senza ascensore
			seminterrato	0	0
			terra	3	3
			rialzato	5	5
			primo	6	6
			secondo	7	5
			intermedio	8	7-n*
			ultimo	9	8-n*
	attico	13	12-n*		
	C6	esposizione prev.	nord	1	
			est - ovest	2	
			sud	3	
C7	qualità affaccio prev.	scadente	1		
		normale	2		
		di pregio	3		
C8	stato man. uiu	scadente	1		
		normale	2		
		ottimo	3		

\* n = n° piano fuori terra per immobili senza ascensore

L'analisi statistica è stata condotta secondo lo schema logico, qui di seguito riportato:



### 3 Zona e campione d'indagine

Si riporta di seguito una descrizione sintetica dell'area oggetto d'indagine.

Mestre si trova nel Veneto, dista 28 km a est da Padova, 21 km a sud da Treviso e 8 km a nord da Venezia. Mestre ospita una delle più importanti stazioni ferroviarie del Nord Italia ed il terzo aeroporto italiano per volume di traffico aereo (Aeroporto di Venezia, a Tessera, Mestre est).

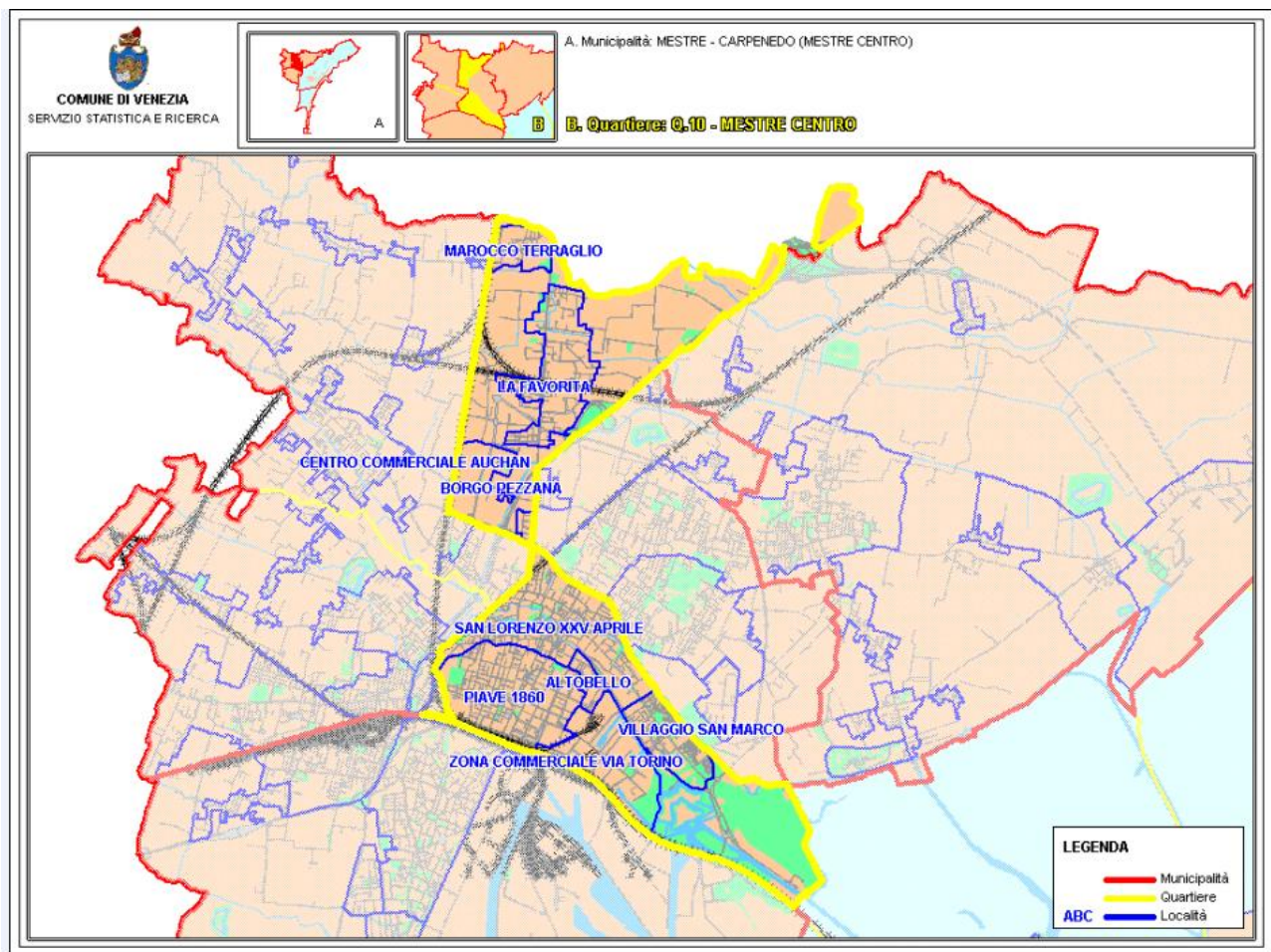
Dal punto di vista amministrativo, Mestre fa parte del comune di Venezia e ne costituisce la terraferma. Dal punto di vista demografico, Mestre è cresciuta moltissimo nel '900, in conseguenza dello sviluppo delle industrie di Porto Marghera, realizzate nella sua parte meridionale a partire dal 1917.

Mestre ha raggiunto l'apice del suo incremento demografico nel 1975-'76, con oltre 210.000 abitanti. Tuttavia l'assenza di un'amministrazione autonoma (Mestre è ancora in comune di Venezia) ha fatto sì che lo sviluppo fosse disordinato e caotico, privo per anni di un adeguato Piano Regolatore e distruttivo delle preesistenze storico-ambientali. Oggi la crisi delle industrie chimiche e una molteplicità di altri fattori hanno determinato un brusco calo di popolazione. Tuttavia, con 176.000 abitanti Mestre resta tutt'oggi la diciottesima città italiana e terza città veneta per numero di abitanti.

Oggi Mestre è divisa in quattro circoscrizioni di decentramento comunale; gli originari quartieri sono stati ampliati e ridenominati municipalità, che elenchiamo da sud a nord:

- **Marghera:** Malcontenta, Fusina, Ca' Sabbioni, Porto Marghera, Rana, Marghera, Ca' Emiliani, Cita, Villabona, Catene.
- **Chirignago-Zelarino:** Chirignago, Asseggiano, Cipressina, Gazzera, Miranese, Perlan, Zelarino, Trivignano, Santa Lucia Tarù.
- **Mestre Centro:** Piave 1866, Piraghetto, Altobello, San Lorenzo, Villaggio San Marco, XXV Aprile, Quartiere San Paolo, Quattro Cantoni, Terraglio, Marocco, Barche, San Giuliano, Quartiere Pertini, Bissuola, Carpenedo.
- **Favaro Veneto:** Campalto, Villaggio Laguna, Ca' Noghera, Tessera, Bazzera, Favaro Veneto, Dese.

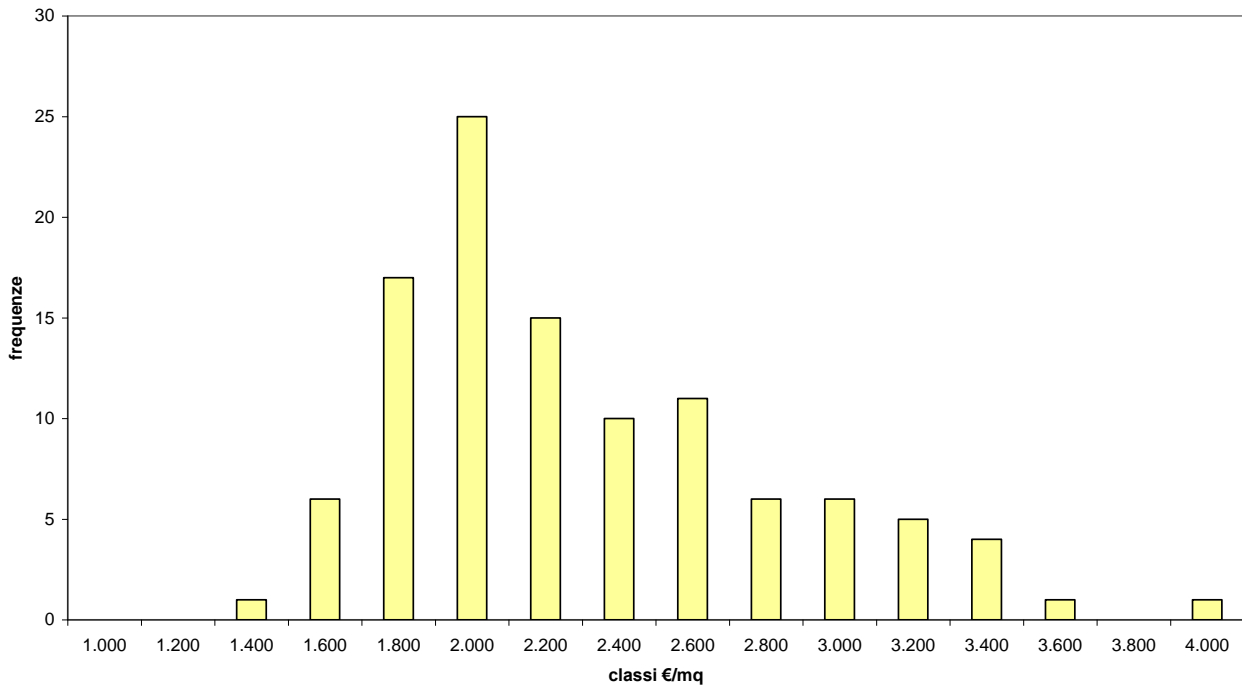
Di seguito, una mappa della zona d'indagine (Mestre Centro):



Il campione rilevato è composto di appartamenti generalmente per civile abitazione (75% dei casi). Gli immobili presentano superfici totali che variano tra i 40m<sup>2</sup> e i 275m<sup>2</sup>, ed i prezzi al metro quadro che oscillano tra i 1.250€/m<sup>2</sup> e i 3.935€/m<sup>2</sup>.

La distribuzione dei prezzi, rappresentata in istogramma, evidenzia un andamento all'incirca normale, per cui il campione si basa sul principio dell'ordinarietà e può essere considerato come rappresentativo dell'area d'indagine. La media dei prezzi è di 2.200 €/m<sup>2</sup> con una deviazione standard rispetto alla curva di normalità pari a 519,27.

Distribuzione dei prezzi di compravendita rilevati



Si rammenta che, in fase preliminare, è stata applicata una percentuale di abbattimento del 10% per le osservazioni riferite alle offerte di vendita (l'8% dei casi).

## 4 Risultati dell'analisi statistica con 8 caratteristiche

### 4.1 L'analisi dei VIF e la correlazione tra le variabili

L'analisi dei VIF (*fattore incrementale della varianza*) per la verifica della multicollinearità tra le variabili produce i seguenti risultati:

Regression Analysis Posizione Zona OMI and all other X	
<i>Statistica della regressione</i>	
R multiplo	0,349950679
R al quadrato	0,122465478
R al quadrato corretto	0,061038061
Errore standard	0,311735181
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,139556308</b>

Regression Analysis Tipologia and all other X	
<i>Statistica della regressione</i>	
R multiplo	0,50491867
R al quadrato	0,254942863
R al quadrato corretto	0,202788864
Errore standard	0,387001656
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,342178943</b>



Regression Analysis  
 liv. man.compl. Fabb. and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,653835611
R al quadrato	0,427501006
R al quadrato corretto	0,387426076
Errore standard	0,367803469
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,74672796</b>

Regression Analysis  
 Livello piano corretto and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,481393925
R al quadrato	0,231740111
R al quadrato corretto	0,177961919
Errore standard	2,176603465
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,301642862</b>

Regression Analysis  
 Affaccio and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,457807018
R al quadrato	0,209587266
R al quadrato corretto	0,154258374
Errore standard	0,281142799
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,265161803</b>

Regression Analysis  
 Sup.tot. and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,320245545
R al quadrato	0,102557209
R al quadrato corretto	0,039736214
Errore standard	40,44320675
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,114277155</b>

Regression Analysis  
 esposiz. prev. and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,256471331
R al quadrato	0,065777544
R al quadrato corretto	0,000381972
Errore standard	0,682442082
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,070408866</b>

Regression Analysis  
 Liv. man. compl. Uiu and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,713310193
R al quadrato	0,508811432
R al quadrato corretto	0,474428232
Errore standard	0,34808023
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>2,035878</b>

Tutte le statistiche presentano valori di gran lunga inferiori a 5. Si può pertanto affermare che la MRA con le variabili in esame sia esente da collinearità.

La matrice di correlazione che restituisce informazioni sulla interdipendenza delle variabili evidenzia soprattutto il robusto legame tra la variabile dipendente €/m<sup>2</sup> e le variabili esplicative relative al livello manutentivo, sia del fabbricato (0,441) che dell'unità immobiliare (0,544). I valori sono riportati nella tabella che segue:

Matrice di correlazione	Posizione Zona OMI	Tipologia	liv. man.compl. Fabb.	Sup.tot.	Livello piano corretto	esposiz. prev.	Affaccio	Liv. man. compl. Uiu	€/mq corretto
Posizione Zona OMI	1								
Tipologia	0,210	1							
liv. man.compl. Fabb.	0,032	0,156	1						
Sup.tot.	-0,019	0,235	0,139	1					
Livello piano corretto	0,216	0,382	0,168	0,127	1				
esposiz. prev.	0,112	0,090	0,158	-0,047	0,180	1			
Affaccio	0,095	-0,141	0,260	0,028	0,102	0,090	1		
Liv. man. compl. Uiu	-0,074	0,095	0,640	0,211	0,246	0,146	0,382	1	
€/mq corretto	0,296	0,323	<b>0,441</b>	0,006	0,319	0,117	0,302	<b>0,544</b>	1

## 4.2 L'analisi Best Subsets

Per problematiche legate al software PH Stat che non consente l'analisi Best Subsets con più di 7 variabili esplicative, si è dovuta eliminare una variabile tra le 8 in esame; la scelta è ricaduta sulla variabile "Esposizione prevalente" che, nell'analisi VIF, presenta l'indice di determinazione R<sup>2</sup> più basso.

L'analisi "Best Subsets" per l'individuazione del modello (tra gli  $n$  potenziali) ha prodotto i risultati riportati nella seguente tabella:

**Analisi best subsets per l'MRA relativa ai prezzi di mercato**

Intermediate Calculations	
$R^2T$	0,493911721
$1 - R^2T$	0,506088279
$n$	108
$T$	8
$n - T$	100

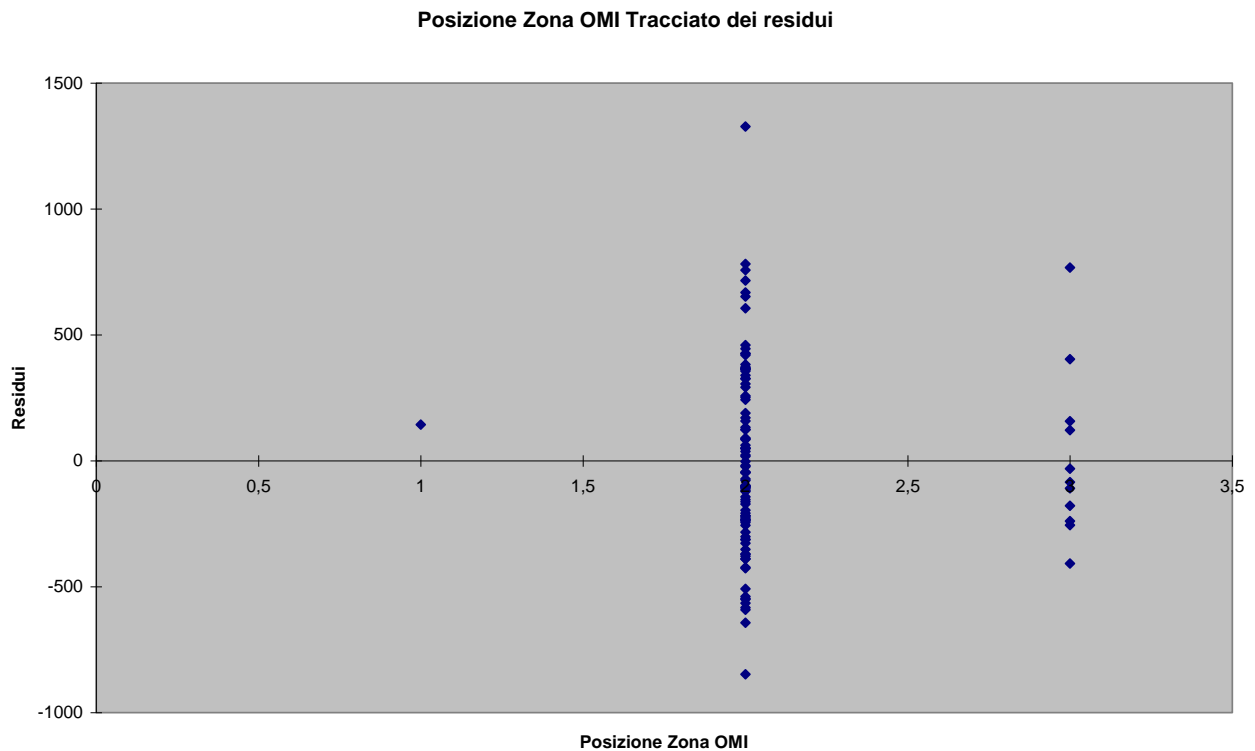
<b>Model</b>	<b>Cp</b>	<b>k+1</b>	<b>R Square</b>	<b>Adj. R Square</b>	<b>Std. Error</b>
X1	76,338	2	0,087	0,079	494,47
X2	72,921	2	0,105	0,096	489,77
X3	55,175	2	0,194	0,187	464,56
X4	93,587	2	0,000	-0,009	517,58
X5	73,438	2	0,102	0,094	490,48
X6	75,613	2	0,091	0,082	493,48
X7	35,059	2	0,296	0,290	434,21
X1X2	64,208	3	0,159	0,143	476,96
X1X3	41,514	3	0,274	0,260	443,21
X1X4	78,311	3	0,087	0,070	496,79
X1X5	64,814	3	0,156	0,140	477,83
X1X6	63,414	3	0,163	0,147	475,82
X1X7	14,660	3	0,410	0,398	399,59
X2X3	44,054	3	0,261	0,247	447,11
X2X4	73,897	3	0,110	0,093	490,67
X2X5	66,053	3	0,150	0,133	479,60
X2X6	50,605	3	0,228	0,213	457,03
X2X7	22,323	3	0,371	0,359	412,51
X3X4	56,562	3	0,198	0,182	465,86
X3X5	44,920	3	0,256	0,242	448,43
X3X6	49,770	3	0,232	0,217	455,78
X3X7	34,181	3	0,311	0,298	431,73
X4X5	75,201	3	0,103	0,086	492,48
X4X6	77,612	3	0,091	0,074	495,82
X4X7	34,610	3	0,309	0,295	432,41
X5X6	60,976	3	0,175	0,159	472,30
X5X7	29,820	3	0,333	0,320	424,77
X6X7	35,026	3	0,307	0,293	433,07
X1X2X3	35,313	4	0,315	0,295	432,42
X1X2X4	65,602	4	0,162	0,138	478,38
X1X2X5	59,893	4	0,191	0,167	470,06
X1X2X6	45,527	4	0,264	0,242	448,44
X1X2X7	8,396	4	0,451	0,436	387,03
X1X3X4	43,039	4	0,276	0,255	444,59
X1X3X5	36,138	4	0,311	0,291	433,74
X1X3X6	37,872	4	0,302	0,282	436,49
X1X3X7	15,189	4	0,417	0,400	398,97
X1X4X5	66,704	4	0,156	0,132	479,97
X1X4X6	65,412	4	0,163	0,139	478,10
X1X4X7	14,262	4	0,422	0,405	397,36
X1X5X6	54,083	4	0,220	0,198	461,44
X1X5X7	14,135	4	0,422	0,406	397,14
X1X6X7	16,020	4	0,413	0,396	400,41
X2X3X4	43,454	4	0,274	0,253	445,24
X2X3X5	40,587	4	0,289	0,268	440,77
X2X3X6	33,976	4	0,322	0,302	430,28
X2X3X7	22,820	4	0,378	0,360	411,97
X2X4X5	66,766	4	0,156	0,132	480,05
X2X4X6	50,840	4	0,237	0,215	456,56
X2X4X7	18,198	4	0,402	0,385	404,15
X2X5X6	47,897	4	0,252	0,230	452,08
X2X5X7	22,473	4	0,380	0,362	411,39
X2X6X7	19,453	4	0,395	0,378	406,29
X3X4X5	45,573	4	0,263	0,242	448,51
X3X4X6	51,191	4	0,235	0,213	457,09
X3X4X7	33,704	4	0,323	0,304	429,84
X3X5X6	40,612	4	0,288	0,268	440,81
X3X5X7	29,065	4	0,347	0,328	422,32
X3X6X7	34,254	4	0,321	0,301	430,72
X4X5X6	62,678	4	0,177	0,153	474,13
X4X5X7	28,641	4	0,349	0,330	421,62
X4X6X7	34,822	4	0,318	0,298	431,64
X5X6X7	29,854	4	0,343	0,324	423,61

<b>Model</b>	<b>Cp</b>	<b>k+1</b>	<b>R Square</b>	<b>Adj. R Square</b>	<b>Std. Error</b>
X1X2X3X4	35,410	5	0,325	0,299	431,45
X1X2X3X5	33,848	5	0,333	0,307	428,91
X1X2X3X6	27,939	5	0,363	0,338	419,19
X1X2X3X7	9,560	5	0,456	0,435	387,40
X1X2X4X5	61,062	5	0,195	0,164	471,10
X1X2X4X6	46,280	5	0,270	0,241	448,68
X1X2X4X7	5,282	5	0,477	0,457	379,62
X1X2X5X6	44,161	5	0,281	0,253	445,37
X1X2X5X7	9,962	5	0,454	0,432	388,12
X1X2X6X7	8,148	5	0,463	0,442	384,85
X1X3X4X5	37,128	5	0,316	0,290	434,22
X1X3X4X6	39,416	5	0,305	0,278	437,88
X1X3X4X7	14,769	5	0,429	0,407	396,67
X1X3X5X6	33,029	5	0,337	0,311	427,58
X1X3X5X7	14,617	5	0,430	0,408	396,40
X1X3X6X7	16,566	5	0,420	0,398	399,82
X1X4X5X6	55,924	5	0,221	0,191	463,43
X1X4X5X7	13,295	5	0,437	0,415	394,07
X1X4X6X7	15,756	5	0,424	0,402	398,40
X1X5X6X7	15,431	5	0,426	0,404	397,83
X2X3X4X5	39,763	5	0,303	0,276	438,43
X2X3X4X6	32,970	5	0,337	0,311	427,48
X2X3X4X7	18,831	5	0,409	0,386	403,75
X2X3X5X6	32,519	5	0,339	0,314	426,75
X2X3X5X7	22,846	5	0,388	0,365	410,63
X2X3X6X7	20,194	5	0,402	0,379	406,10
X2X4X5X6	47,949	5	0,261	0,233	451,27
X2X4X5X7	18,371	5	0,411	0,388	402,96
X2X4X6X7	15,502	5	0,426	0,403	397,96
X2X5X6X7	20,084	5	0,402	0,379	405,91
X3X4X5X6	41,350	5	0,295	0,267	440,95
X3X4X5X7	27,861	5	0,363	0,338	419,06
X3X4X6X7	34,017	5	0,332	0,306	429,19
X3X5X6X7	29,200	5	0,356	0,331	421,29
X4X5X6X7	28,954	5	0,358	0,333	420,88
X1X2X3X4X5	33,728	6	0,343	0,311	427,53
X1X2X3X4X6	27,633	6	0,374	0,344	417,37
X1X2X3X4X7	6,522	6	0,481	0,456	380,07
X1X2X3X5X6	27,720	6	0,374	0,343	417,52
X1X2X3X5X7	11,061	6	0,458	0,432	388,39
X1X2X3X6X7	9,401	6	0,467	0,440	385,37
X1X2X4X5X6	44,733	6	0,288	0,253	445,30
X1X2X4X5X7	6,829	6	0,480	0,454	380,64
X1X2X4X6X7	5,076	6	0,488	0,463	377,38
X1X2X5X6X7	9,818	6	0,464	0,438	386,13
X1X3X4X5X6	34,069	6	0,342	0,309	428,10
X1X3X4X5X7	13,750	6	0,445	0,417	393,24
X1X3X4X6X7	16,279	6	0,432	0,404	397,74
X1X3X5X6X7	15,930	6	0,434	0,406	397,12
X1X4X5X6X7	14,740	6	0,440	0,412	395,01
X2X3X4X5X6	31,353	6	0,355	0,324	423,60
X2X3X4X5X7	18,888	6	0,419	0,390	402,34
X2X3X4X6X7	16,362	6	0,431	0,403	397,89
X2X3X5X6X7	20,716	6	0,409	0,380	405,52
X2X4X5X6X7	16,146	6	0,432	0,405	397,51
X3X4X5X6X7	28,269	6	0,371	0,340	418,44
X1X2X3X4X5X6	27,250	7	0,386	0,350	415,37
X1X2X3X4X5X7	8,006	7	0,484	0,453	380,98
X1X2X3X4X6X7	6,400	7	0,492	0,462	377,97
X1X2X3X5X6X7	11,016	7	0,469	0,437	386,56
X1X2X4X5X6X7	6,730	7	0,490	0,460	378,59
X1X3X4X5X6X7	15,210	7	0,447	0,414	394,21
X2X3X4X5X6X7	16,902	7	0,439	0,405	397,25
X1X2X3X4X5X6X7	8,000	8	0,494	0,458	379,10

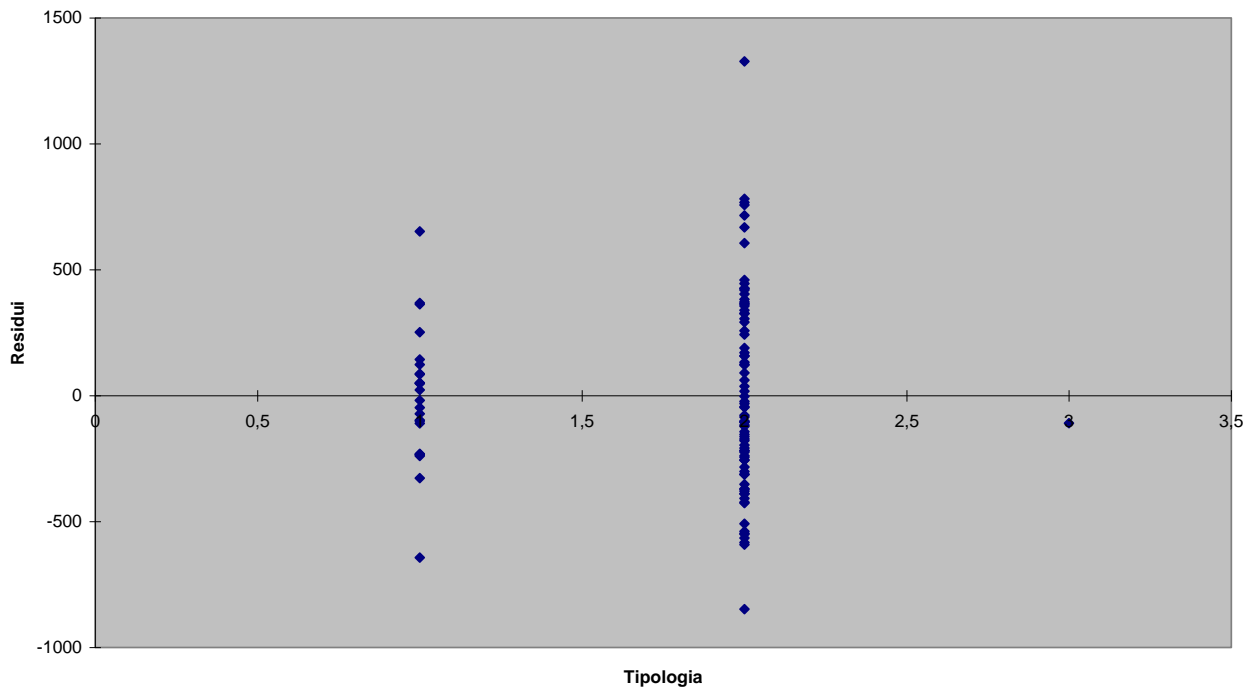
Considerati i valori della statistica Cp (*componenti principali*) ed il valore dell'indice  $R^2$ , la scelta ricade sul modello che contempla tutte e 7 le variabili esplicative prese in esame.

### 4.3 L'analisi dei residui

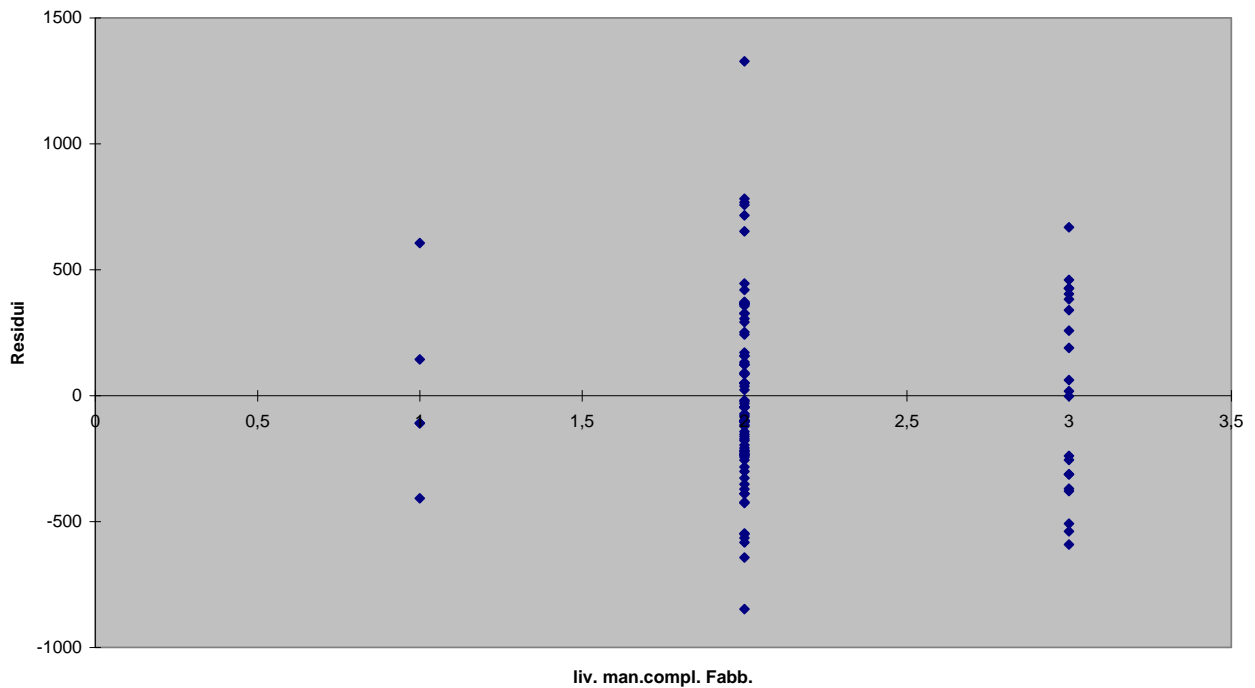
L'analisi dei residui per la valutazione della bontà del modello così costruito restituisce i grafici qui di seguito riportati:



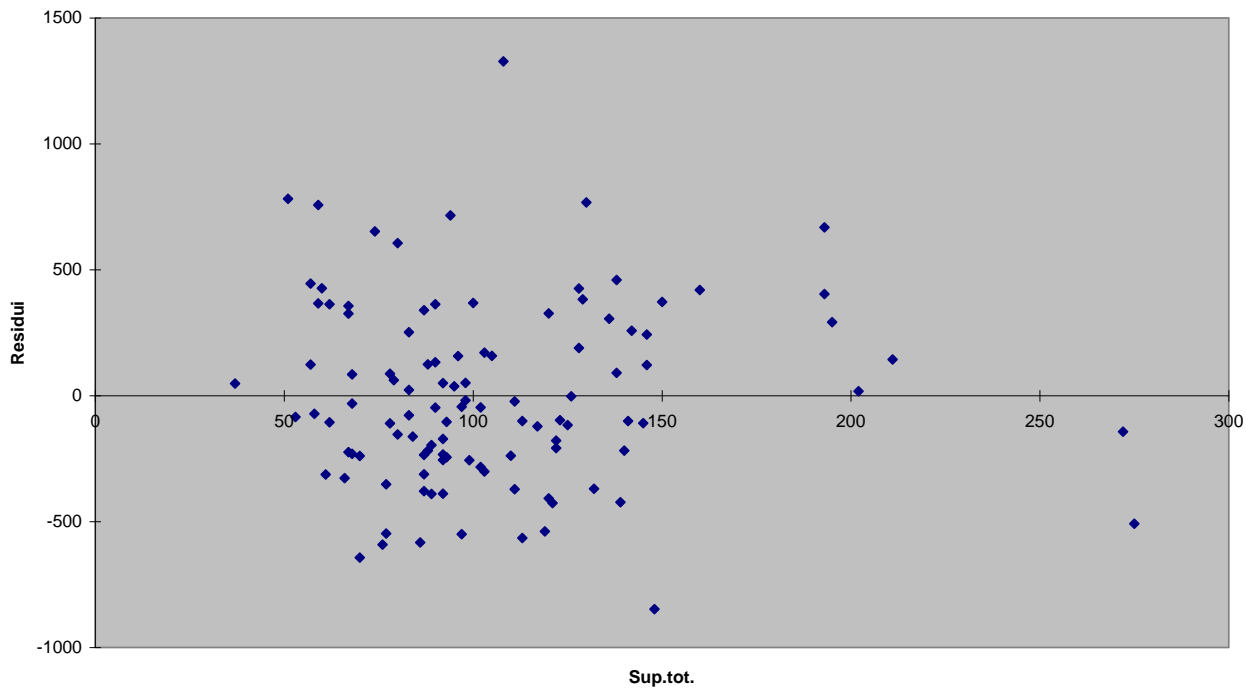
Tipologia Tracciato dei residui



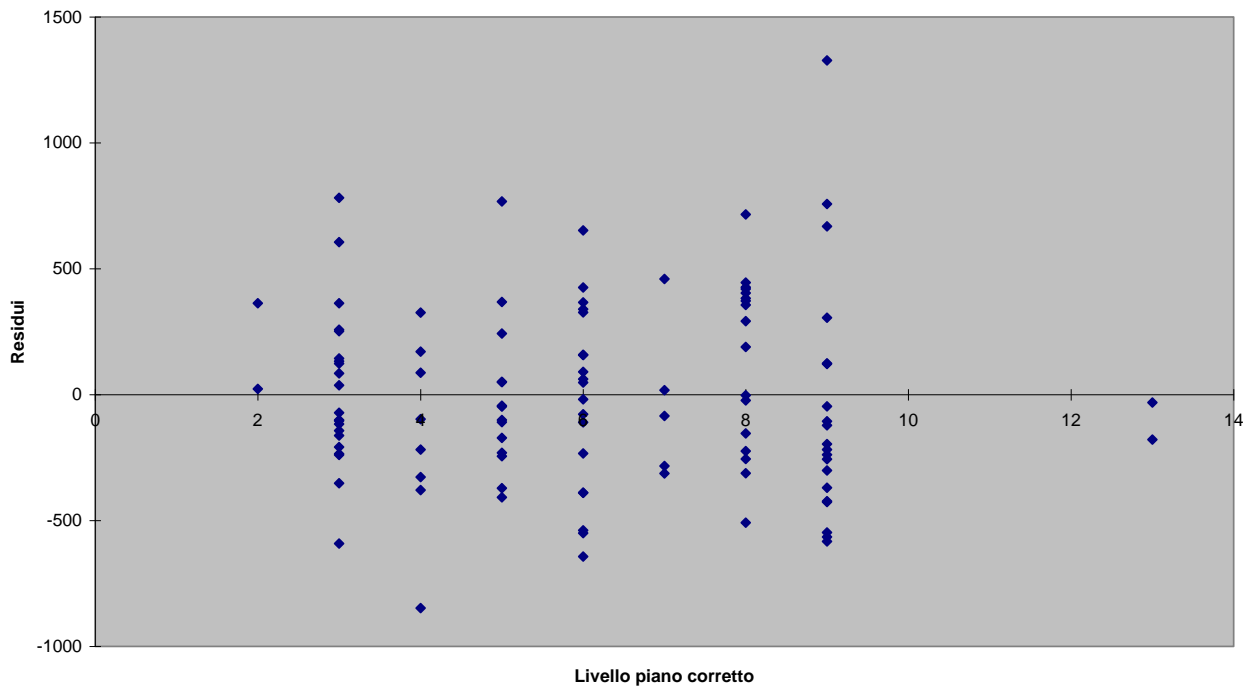
liv. man.compl. Fabb. Tracciato dei residui

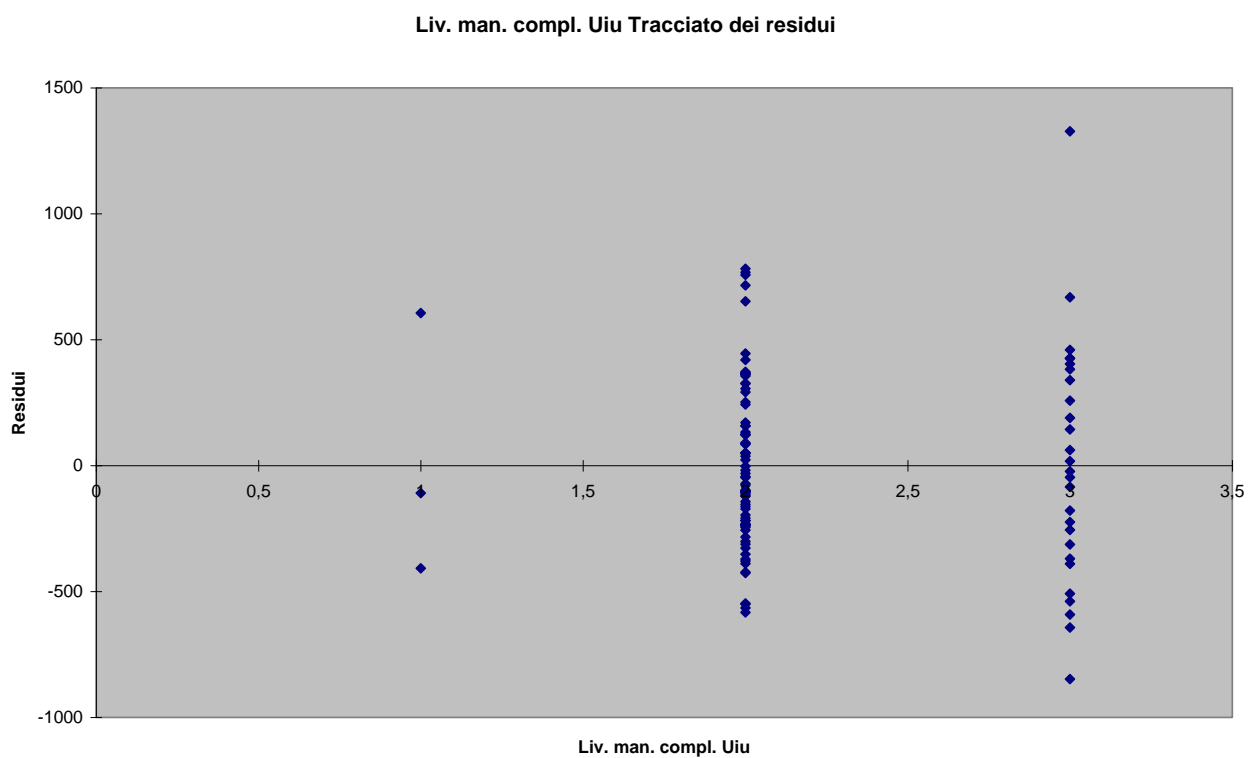
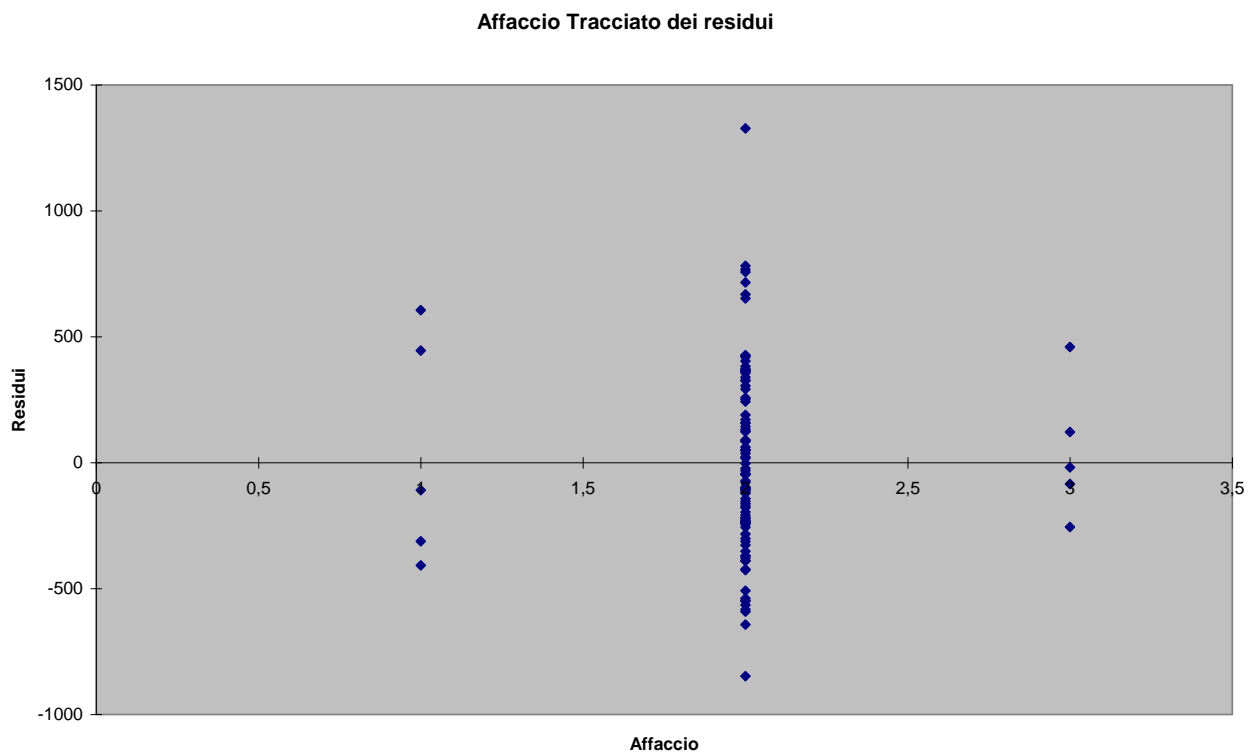


Sup.tot. Tracciato dei residui



Livello piano corretto Tracciato dei residui

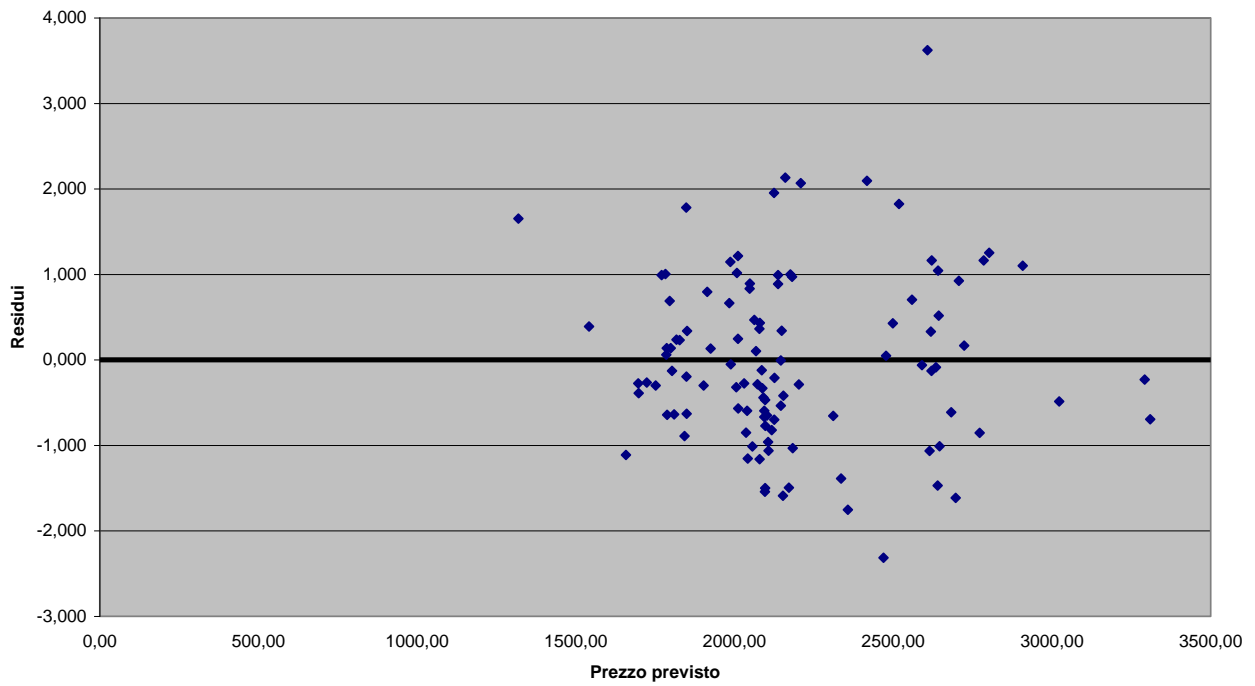




I grafici dei residui rispetto alle variabili indipendenti non rilevano alcuna struttura particolare. Per la variabile esplicativa  $\hat{Y}$  si riporta, oltre al tracciato dei residui, il relativo output tabellare fornito da Excel con l'indicazione dei residui standardizzati:



Analisi dei residui - Prezzo previsto



Osservazione	Previsto €/mq corretto	Residui	Residui standard
1	2.607,72	1327,463	3,622
2	2.696,76	-591,500	-1,614
3	2.771,89	-312,874	-0,854
4	2.096,44	-550,046	-1,501
5	2.067,78	37,481	0,102
6	2.071,96	-104,219	-0,284
7	2.096,93	-283,208	-0,773
8	2.125,09	-256,406	-0,700
9	2.469,41	-847,783	-2,313
10	2.079,12	-426,225	-1,163
11	1.318,93	606,072	1,654
12	2.093,36	-218,355	-0,596
13	1.809,71	-233,625	-0,637
14	2.047,77	305,171	0,833
15	2.208,69	757,417	2,067
16	2.335,62	-508,344	-1,387
17	2.181,02	356,292	0,972
18	2.007,57	372,432	1,016
19	3.022,71	-178,448	-0,487
20	2.907,45	403,435	1,101
21	3.309,44	-255,094	-0,696
22	2.136,75	363,255	0,991
23	1.786,23	50,506	0,138
24	1.988,10	-18,711	-0,051
25	2.159,73	781,443	2,132
26	2.639,74	-538,896	-1,470
27	2.005,09	-117,088	-0,319
28	2.011,36	-208,078	-0,568
29	2.095,94	-172,028	-0,469
30	2.558,84	258,065	0,704
31	2.093,85	-244,389	-0,667
32	1.696,37	-100,622	-0,275
33	1.787,33	-235,602	-0,643
34	2.102,10	-238,469	-0,651
35	1.847,93	-72,069	-0,197
36	2.010,76	90,694	0,247
37	1.784,74	22,488	0,061
38	1.924,65	48,321	0,132
39	2.153,85	-153,854	-0,420
40	2.105,40	-352,152	-0,961
41	2.079,72	158,376	0,432
42	2.125,69	-77,502	-0,211
43	3.292,16	-84,615	-0,231
44	2.620,26	-46,732	-0,128
45	2.085,49	-44,255	-0,121
46	2.030,17	-100,962	-0,275
47	2.618,26	121,464	0,331
48	2.517,93	668,602	1,824
49	2.642,82	189,213	0,516
50	2.620,93	425,946	1,162
51	1.913,53	291,602	0,796
52	1.782,05	367,951	1,004
53	1.848,92	-231,276	-0,631
54	2.145,56	-2,703	-0,007
55	1.847,33	652,671	1,781
56	2.723,33	61,481	0,168
57	2.036,14	-311,999	-0,851
58	2.039,41	-217,982	-0,595
59	1.798,77	50,146	0,137
60	2.614,59	-389,875	-1,064
61	2.095,84	-564,862	-1,541
62	2.010,99	445,146	1,215
63	2.152,26	-582,493	-1,589

Osservazione	Previsto €/mq corretto	Residui	Residui standard
64	2.706,61	339,366	0,926
65	2.090,77	-162,198	-0,443
66	1.986,67	419,580	1,145
67	2.357,13	-642,840	-1,754
68	2.148,08	124,647	0,340
69	2.784,93	426,741	1,164
70	1.983,09	242,936	0,663
71	1.817,08	86,767	0,237
72	1.751,13	-110,107	-0,300
73	2.106,89	-389,495	-1,063
74	2.145,99	-196,553	-0,536
75	2.137,24	325,445	0,888
76	2.311,15	-239,726	-0,654
77	2.048,37	326,628	0,891
78	1.827,03	84,732	0,231
79	2.171,07	-547,692	-1,494
80	2.078,23	132,880	0,363
81	1.657,69	-407,691	-1,112
82	1.850,02	123,664	0,337
83	2.477,23	17,822	0,049
84	2.041,50	-422,796	-1,154
85	1.697,89	-142,739	-0,389
86	1.842,16	-327,006	-0,892
87	2.801,90	458,969	1,252
88	2.640,73	382,527	1,044
89	2.056,23	-371,550	-1,014
90	2.682,46	-224,251	-0,612
91	2.590,51	-22,941	-0,063
92	2.087,48	-121,664	-0,332
93	2.416,99	767,622	2,095
94	1.541,33	143,508	0,392
95	2.498,99	157,258	0,429
96	2.634,12	-31,181	-0,085
97	2.202,42	-105,641	-0,288
98	2.116,73	-301,200	-0,822
99	1.802,95	-47,391	-0,129
100	1.795,69	252,507	0,689
101	2.124,60	715,829	1,953
102	2.183,28	-378,685	-1,033
103	1.902,62	-109,516	-0,299
104	2.645,40	-370,079	-1,010
105	1.723,04	-97,022	-0,265
106	2.175,85	366,523	1,000
107	2.062,01	171,001	0,467
108	1.770,11	363,221	0,991

Nel tracciato su esposto sembra che i residui siano disposti casualmente rispetto ai valori previsti della variabile dipendente ( $\hat{Y}$ ).

Per quanto concerne invece l'analisi dei dati anomali<sup>2</sup>, vi è la presenza di 4 valori che fuoriescono dalla banda di oscillazione consentita [-2, 2]. E' presumibile ritenere che trattasi di valori anomali, e quindi da escludersi.

<sup>2</sup> Gli *outliers* (dovuti a diversi fattori, primi fra tutti l'errore umano o il campionamento inefficace); sono in grado di influenzare negativamente il modello di regressione; in seguito alla loro esclusione si ottiene, infatti, una variazione nella retta di regressione ed un aumento dell'indice di determinazione dovuto ad una maggiore omogeneità del campione.

#### 4.4 La previsione

A tal punto, possiamo ritenere che il modello di regressione multipla sia ben specificato, e quindi adeguato per la previsione.

Si riporta a tal punto il quadro completo delle informazioni del modello MRA:

OUTPUT RIEPILOGO

Statistica della regressione	
R multiplo	0,739390144
R al quadrato	0,546697786
R al quadrato corretto	0,513644499
Errore standard	331,8756529
Osservazioni	104

ANALISI VARIANZA

	gdl	SQ	MQ	F	Significatività F
Regressione	7	12752093,64	1821727,662	16,53989193	3,88805E-14
Residuo	96	10573579,1	110141,449		
Totale	103	23325672,74			

	Coefficienti	Errore standard	Stat t	Valore di significatività	Inferiore 95%	Superiore 95%
Intercetta	-637,3307408	330,8092446	-1,926580805	0,056989484	-1293,981885	19,32040369
Posizione Zona OMI	347,5076328	110,9599242	3,131830121	0,002302963	127,2539295	567,7613362
Tipologia	273,4110947	86,95795758	3,144175671	0,00221675	100,8009173	446,021272
liv. man.compl. Fabb.	122,802464	93,20854704	1,317502181	0,190806082	-62,21503498	307,8199631
Sup.tot.	-1,709435643	0,829432081	-2,060971215	0,042009949	-3,355845271	-0,063026016
Livello piano corretto	10,04207001	15,65448939	0,641481798	0,522738347	-21,03184508	41,1159851
Affaccio	196,3055054	118,4623613	1,657112885	0,100761387	-38,8404176	431,4514283
Liv. man. compl. Uiu	468,8613757	100,9780718	4,643199929	1,08832E-05	268,4214924	669,3012591

In base alla figura su esposta, i valori dei coefficienti di regressione campionari sono:

Parametri	Coefficienti €/mq
Intercetta	-637,33
Posizione Zona OMI	347,51
Tipologia	273,41
liv. man.compl. Fabb.	122,80
Sup.tot.	-1,71
Livello piano corretto	10,04
Affaccio	196,31
Liv. man. compl. Uiu	468,86

Si ricorda che tali coefficienti, nel procedimento di analisi MRA, sono rappresentativi dei prezzi marginali di ciascuna delle caratteristiche immobiliari esaminate. Esprimono la variazione del prezzo di mercato della risorsa immobiliare al variare in aumento o in diminuzione di un'unità della caratteristica presa in considerazione. Sono prezzi impliciti in quanto non si manifestano all'interno del mercato ma sono riferite a caratteristiche indivisibili rispetto all'immobile e misurano l'apporto del valore monetario di ogni variabile al prezzo di mercato totale.

I prezzi marginali ottenuti col modello MRA risultano positivi: le caratteristiche "Posizione Zona Omi" e "Livello Manutentivo dell'uiu", incidono complessivamente per il 50% circa sulla definizione del prezzo; l'unico prezzo marginale negativo è quello associato alla variabile "Superficie totale" (-1,71).

L'espressione della stima del modello di regressione scelto risulta pertanto la seguente:

$$\hat{Y}_i = -637,33 + 347,51 \cdot X_{1i} + 273,41 \cdot X_{2i} + 122,80 \cdot X_{3i} - 1,71 \cdot X_{4i} + 10,04 \cdot X_{5i} + 196,31 \cdot X_{6i} + 468,86 \cdot X_{7i}$$

Infine, utilizzando le funzionalità di PH Stat di Excel, immettendo in input i valori delle 7 caratteristiche relative ad un campione di 10 osservazioni relative al 1° semestre 2009, si ottiene in output il valore unitario €/m<sup>2</sup> dell'immobile qui di seguito riportato:

Data	Coefficienti (bi)	Campione di 10 osservazioni - 1° semestre 2009 (zona E23 - Mestre)									
Confidence Level 95%		IMM. a	IMM. b	IMM. c	IMM. d	IMM. e	IMM. f	IMM. g	IMM. h	IMM. i	IMM. j
Intercetta	-637,33										
Posizione Zona OMI (x1) given value	347,51	2	2	2	2	3	3	2	3	2	2
Tipologia (x2) given value	273,41	2	2	2	1	2	2	2	2	1	2
livello manutent. Compless. Fabb. (x3) given value	122,80	2	2	1	2	2	1	3	2	1	2
sup. tot. (x4) given value	-1,71	131	72	71	138	141	100	161	61	84	32
livello piano & ascensore (x5) given value	10,04	8	6	5	4	6	6	8	8	5	8
Affaccio (x6) given value	196,31	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
livello manutent. Compless. uiu (x7) given value	468,86	2	2	2	2	2	1	3	3	1	2

Prezzo teorico (Valutometro)	€/mq	2.036,85	2.117,62	1.986,48	1.711,30	2.347,18	1.825,60	2.577,23	2.972,88	1.221,99	2.206,08
Prezzo rilevato		2.137,40	2.097,22	2.042,25	1.500,00	2.553,19	1.750,00	2.521,74	3.098,36	1.357,14	2.187,50
Δ%		-4,9%	1,0%	-2,8%	12,3%	-8,8%	4,1%	2,2%	-4,2%	-11,1%	0,8%

Tali risultati di previsione del valore unitario €/m<sup>2</sup> per immobili di cui sono note le caratteristiche sono coerenti con i dati di rilevazione (campione), si ritengono quindi accettabili.

## 5 L'analisi con 6 caratteristiche

La seconda analisi esclude dall'indagine le 2 caratteristiche non obbligatorie nella scheda OMI, ovvero "esposizione prevalente" e "qualità dell'affaccio prevalente". Si riportano qui di seguito i risultati dell'analisi.

### 5.1 L'analisi dei VIF e la correlazione tra le variabili

L'analisi dei VIF (*fattore incrementale della varianza*) produce i seguenti risultati:

Regression Analysis Posizione Zona OMI and all other X	
<i>Statistica della regressione</i>	
R multiplo	0,303982111
R al quadrato	0,092405124
R al quadrato corretto	0,047915179
Errore standard	0,31390602
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,101813184</b>

Regression Analysis Tipologia and all other X	
<i>Statistica della regressione</i>	
R multiplo	0,460742176
R al quadrato	0,212283353
R al quadrato corretto	0,173669792
Errore standard	0,394006113
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,269492024</b>

Regression Analysis  
 liv. man.compl. Fabb. and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,650975713
R al quadrato	0,423769379
R al quadrato corretto	0,39552278
Errore standard	0,36536466
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,735416278</b>

Regression Analysis  
 Sup.tot. and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,307148051
R al quadrato	0,094339925
R al quadrato corretto	0,049944824
Errore standard	40,22765551
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,104167036</b>

Regression Analysis  
 Livello piano corretto and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,46717099
R al quadrato	0,218248734
R al quadrato corretto	0,179927594
Errore standard	2,173999538
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,279179253</b>

Regression Analysis  
 Liv. man. compl. Uiu and all other X

Statistica della regressione	
R multiplo	0,678445426
R al quadrato	0,460288196
R al quadrato corretto	0,433831735
Errore standard	0,361273499
Osservazioni	108
<b>VIF</b>	<b>1,852840707</b>

Tutte le statistiche presentano valori di gran lunga inferiori a 5. Si può pertanto affermare che la MRA con le variabili in esame sia esente da collinearità.

La matrice di correlazione conferma il robusto legame tra la variabile dipendente €/m<sup>2</sup> e le variabili esplicative relative al livello manutentivo, sia del fabbricato (0,441) che dell'unità immobiliare (0,544). Si noti altresì la discreta interdipendenza tra le due variabili esplicative su menzionate (0,640). I valori sono riportati nella tabella che segue:

<b>Matrice di correlazione</b>	Posizione Zona OMI	Tipologia	liv. man. compl.Fabb.	Sup.tot.	Livello piano & ascensore	Liv. man. compl. Uiu	€/mq corretto
Posizione Zona OMI	1						
Tipologia	0,197	1					
liv. man.compl. Fabb.	0,032	0,189	1				
Sup.tot.	-0,019	0,213	0,139	1			
Livello piano & ascensore	0,216	0,342	0,168	0,127	1		
Liv. man. compl. Uiu	-0,074	0,125	0,640	0,211	0,246	1	
€/mq corretto	0,296	0,310	0,441	0,006	0,319	0,544	1

## 5.2 L'analisi Best Subsets

L'analisi "Best Subsets" ha prodotto i risultati riportati nella seguente tabella:

### best subsets

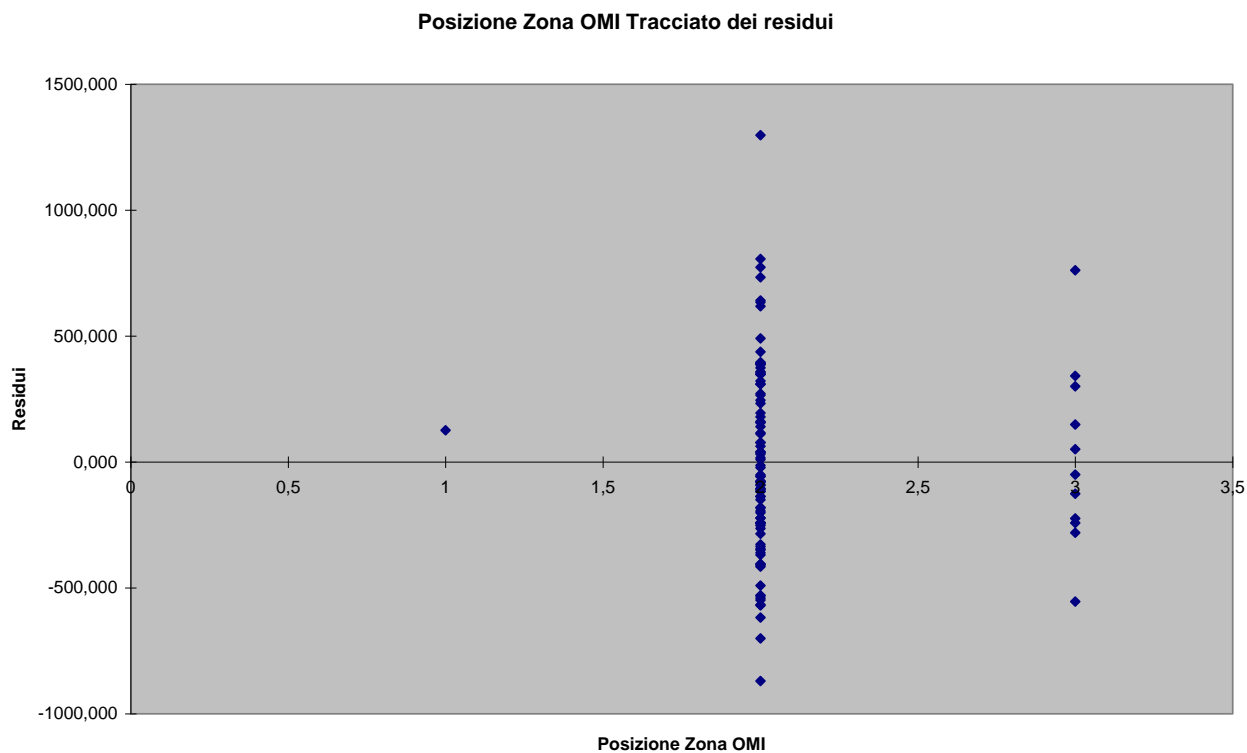
Intermediate Calculations	
R <sup>2</sup> T	0,483759605
1 - R <sup>2</sup> T	0,516240395
n	108
T	7
n - T	101

Model	Cp	k+1	R Square	Adj. R Square	Std. Error
X1	74,560	2	0,087	0,079	494,47
X2	71,176	2	0,105	0,096	489,77
X3	53,605	2	0,194	0,187	464,56
X4	91,638	2	0,000	-0,009	517,58
X5	71,688	2	0,102	0,094	490,48
X6	33,688	2	0,296	0,290	434,21
X1X2	62,568	3	0,159	0,143	476,96
X1X3	40,099	3	0,274	0,260	443,21
X1X4	76,533	3	0,087	0,070	496,79
X1X5	63,169	3	0,156	0,140	477,83
X1X6	13,510	3	0,410	0,398	399,59
X2X3	42,614	3	0,261	0,247	447,11
X2X4	72,163	3	0,110	0,093	490,67
X2X5	64,396	3	0,150	0,133	479,60
X2X6	21,097	3	0,371	0,359	412,51
X3X4	54,998	3	0,198	0,182	465,86
X3X5	43,471	3	0,256	0,242	448,43
X3X6	32,838	3	0,311	0,298	431,73
X4X5	73,453	3	0,103	0,086	492,48
X4X6	33,263	3	0,309	0,295	432,41
X5X6	28,520	3	0,333	0,320	424,77
X1X2X3	33,979	4	0,315	0,295	432,42
X1X2X4	63,969	4	0,162	0,138	478,38
X1X2X5	58,317	4	0,191	0,167	470,06
X1X2X6	7,327	4	0,451	0,436	387,03
X1X3X4	41,628	4	0,276	0,255	444,59
X1X3X5	34,796	4	0,311	0,291	433,74
X1X3X6	14,053	4	0,417	0,400	398,97
X1X4X5	65,060	4	0,156	0,132	479,97
X1X4X6	13,135	4	0,422	0,405	397,36
X1X5X6	13,009	4	0,422	0,406	397,14
X2X3X4	42,039	4	0,274	0,253	445,24
X2X3X5	39,201	4	0,289	0,268	440,77
X2X3X6	21,609	4	0,378	0,360	411,97
X2X4X5	65,121	4	0,156	0,132	480,05
X2X4X6	17,032	4	0,402	0,385	404,15
X2X5X6	21,265	4	0,380	0,362	411,39
X3X4X5	44,137	4	0,263	0,242	448,51
X3X4X6	32,385	4	0,323	0,304	429,84
X3X5X6	27,792	4	0,347	0,328	422,32
X4X5X6	27,372	4	0,349	0,330	421,62
X1X2X3X4	34,094	5	0,325	0,299	431,45
X1X2X3X5	32,547	5	0,333	0,307	428,91
X1X2X3X6	8,499	5	0,456	0,435	387,40
X1X2X4X5	59,493	5	0,195	0,164	471,10
X1X2X4X6	4,263	5	0,477	0,457	379,62
X1X2X5X6	8,897	5	0,454	0,432	388,12
X1X3X4X5	35,795	5	0,316	0,290	434,22
X1X3X4X6	13,657	5	0,429	0,407	396,67
X1X3X5X6	13,507	5	0,430	0,408	396,40
X1X4X5X6	12,198	5	0,437	0,415	394,07
X2X3X4X5	38,404	5	0,303	0,276	438,43
X2X3X4X6	17,679	5	0,409	0,386	403,75
X2X3X5X6	21,654	5	0,388	0,365	410,63
X2X4X5X6	17,224	5	0,411	0,388	402,96
X3X4X5X6	26,620	5	0,363	0,338	419,06
X1X2X3X4X5	32,448	6	0,343	0,311	427,53
X1X2X3X4X6	5,511	6	0,481	0,456	380,07
X1X2X3X5X6	10,005	6	0,458	0,432	388,39
X1X2X4X5X6	5,815	6	0,480	0,454	380,64
X1X3X4X5X6	12,667	6	0,445	0,417	393,24
X2X3X4X5X6	17,755	6	0,419	0,390	402,34
X1X2X3X4X5X6	7,000	7	0,484	0,453	380,98

Considerati i valori della statistica Cp (*componenti principali*) ed il valore dell'indice  $R^2$ , la scelta ricade sul modello che contempla **tutte e 6 le variabili** esplicative prese in esame.

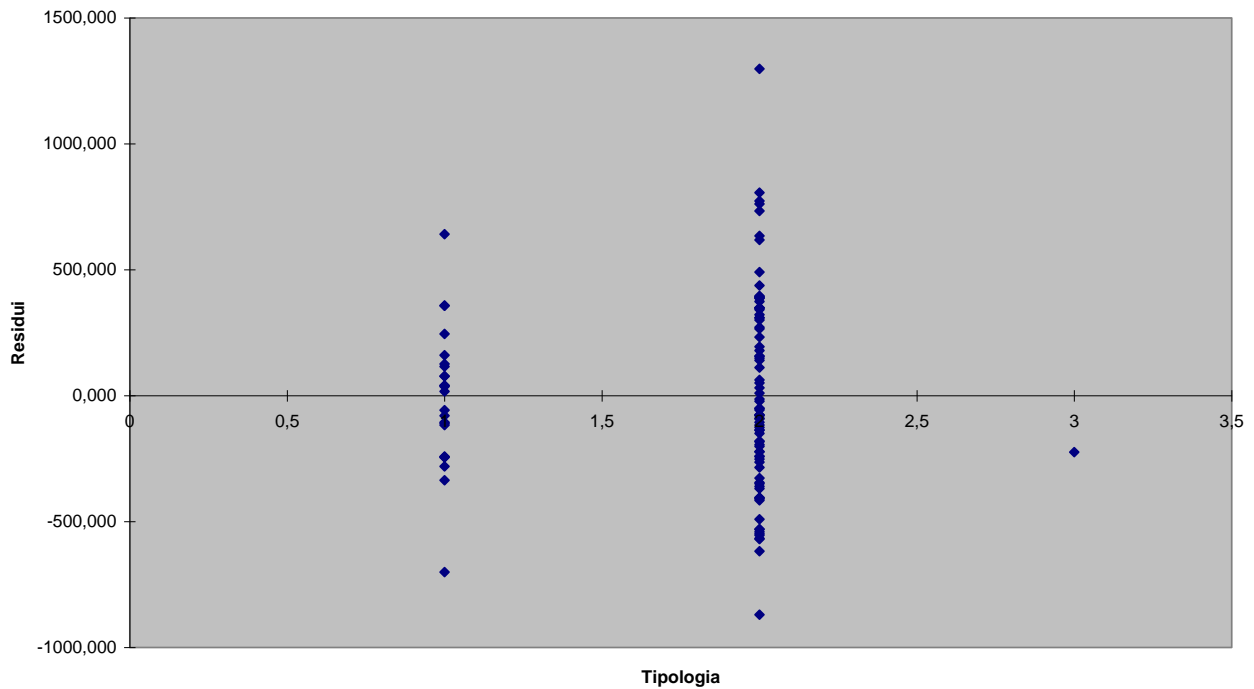
### 5.3 L'analisi dei residui

L'analisi dei residui per la valutazione della bontà del modello così costruito restituisce i grafici qui di seguito riportati:

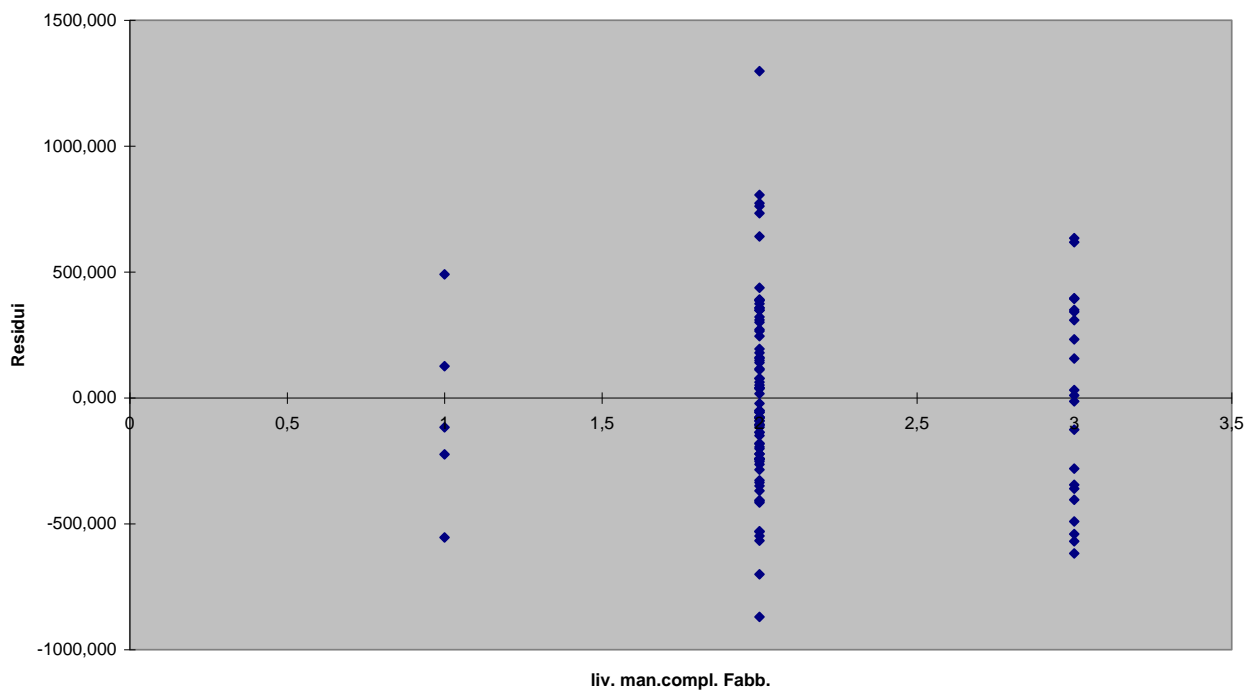




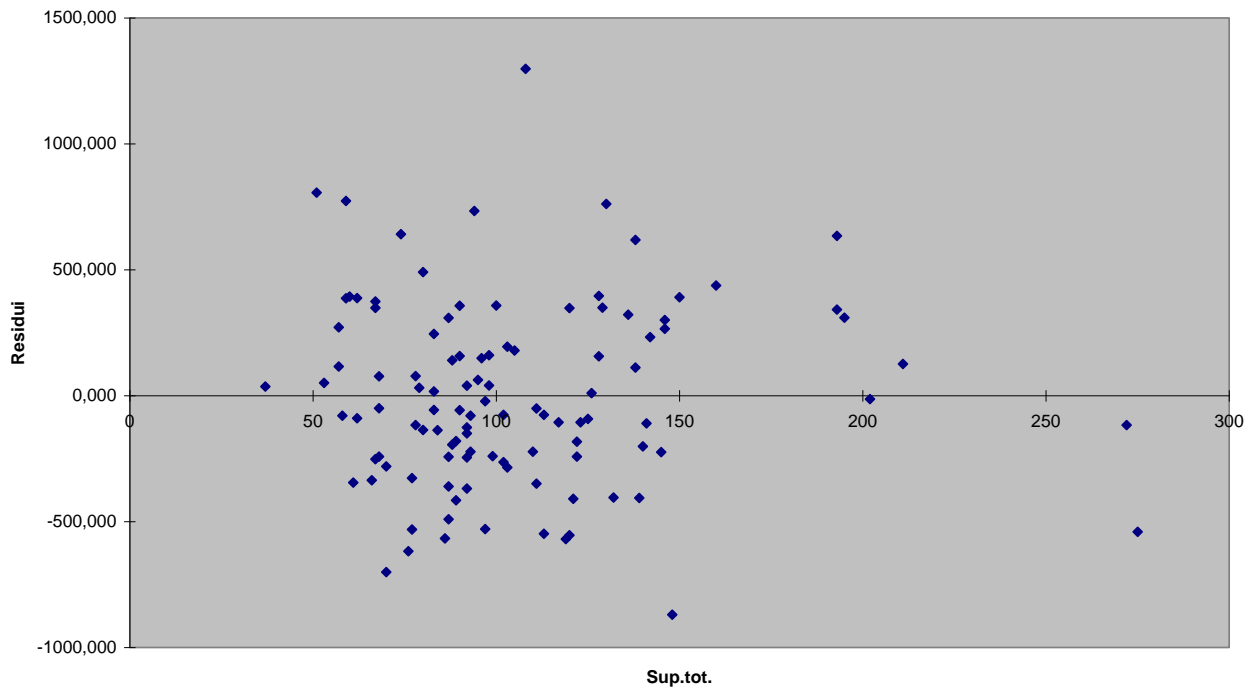
Tipologia Tracciato dei residui



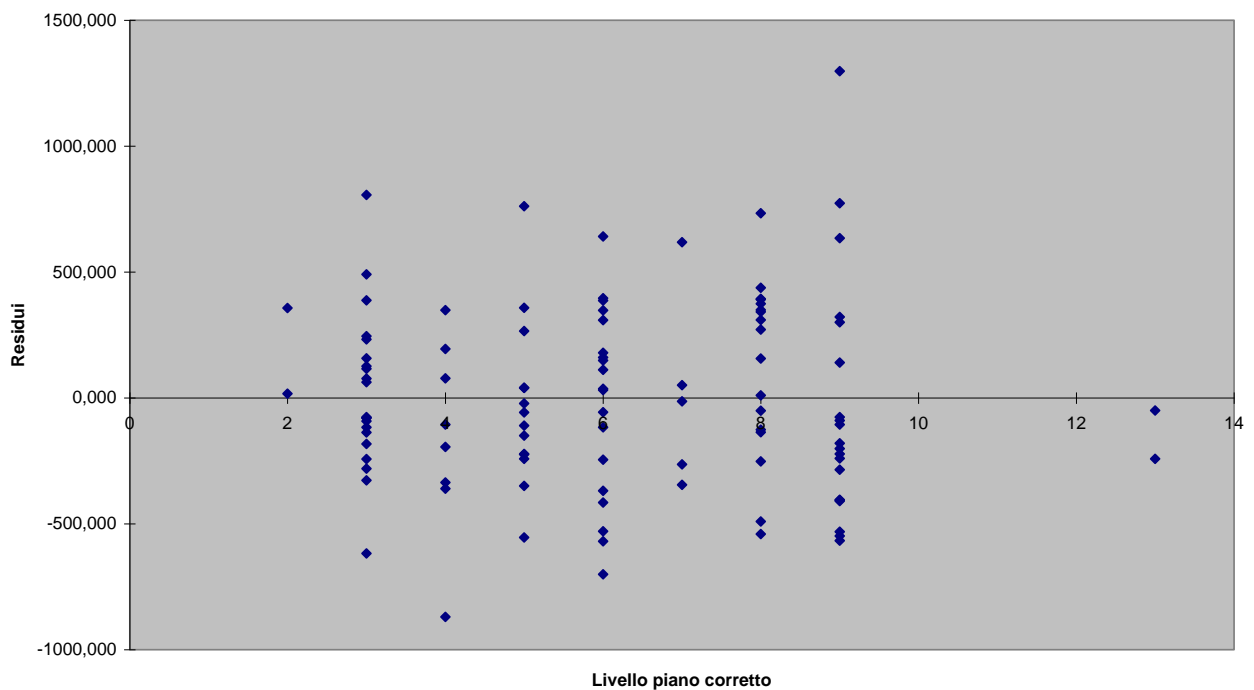
liv. man.compl. Fabb. Tracciato dei residui



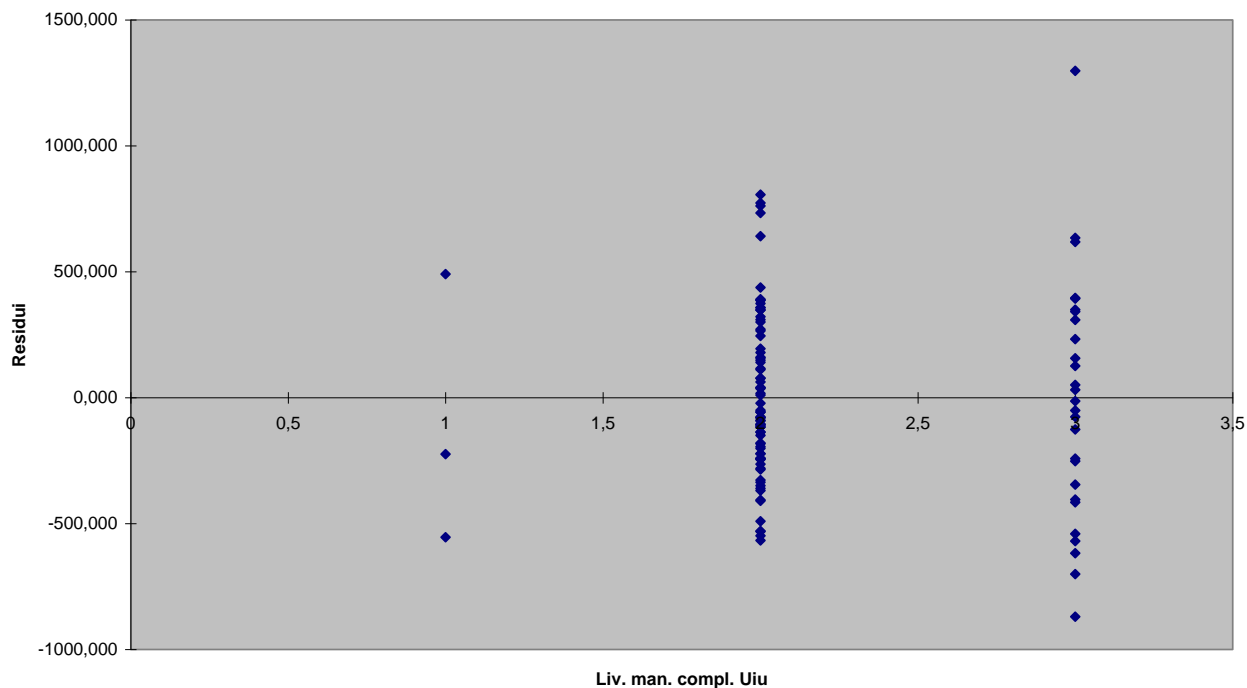
Sup.tot. Tracciato dei residui



Livello piano & ascensore Tracciato dei residui

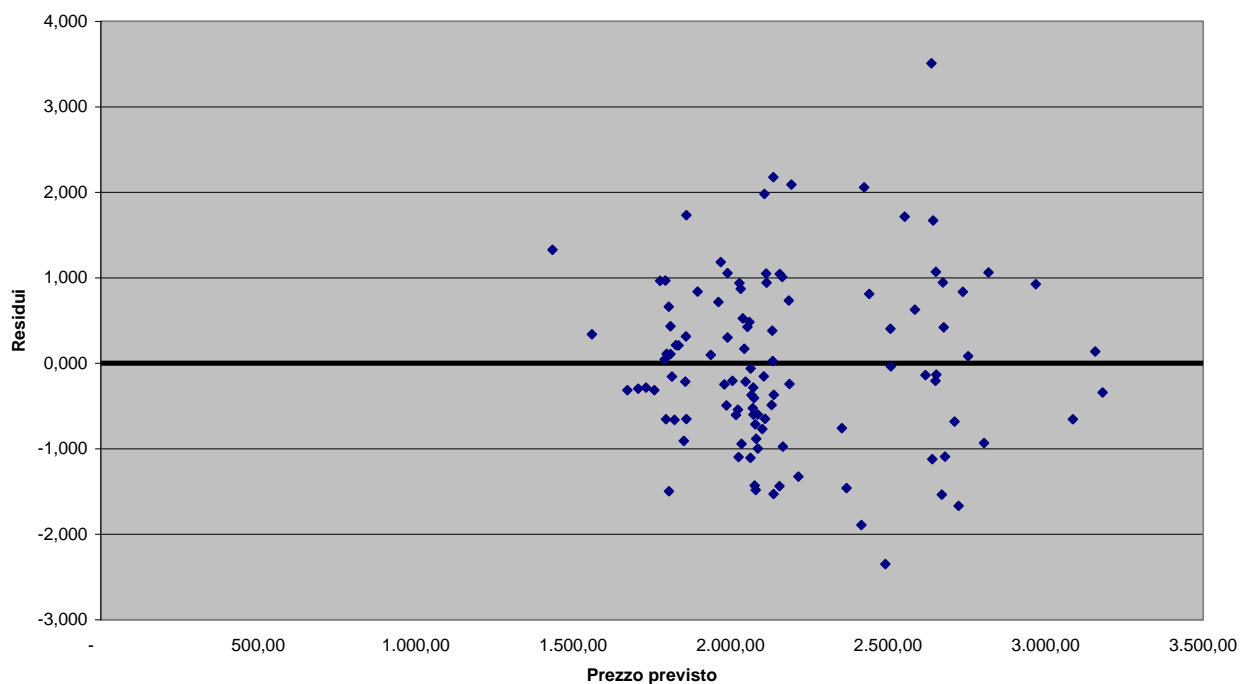


Liv. man. compl. Uiu Tracciato dei residui



I grafici dei residui rispetto alle variabili indipendenti non rilevano alcuna struttura particolare. Per la variabile esplicativa  $\hat{Y}$  si riporta, oltre al tracciato dei residui, il relativo output tabellare fornito da Excel con l'indicazione dei **residui standardizzati**:

Analisi dei residui - Prezzo previsto



Osservazione	Previsto €/mq corretto	Residui	Residui standard
1	2.637,10	1298,086	3,507
2	2.723,02	-617,757	-1,669
3	2.804,09	-345,071	-0,932
4	2.075,92	-529,532	-1,431
5	2.042,92	62,343	0,168
6	2.047,12	-79,374	-0,214
7	2.077,83	-264,109	-0,714
8	2.108,93	-240,241	-0,649
9	2.491,19	-869,564	-2,349
10	2.062,78	-409,883	-1,107
11	1.434,15	490,854	1,326
12	2.070,00	-195,004	-0,527
13	1.821,30	-245,217	-0,662
14	2.031,31	321,633	0,869
15	2.192,84	773,261	2,089
16	2.367,55	-540,278	-1,460
17	2.163,66	373,655	1,009
18	1.989,54	390,462	1,055
19	3.086,51	-242,248	-0,654
20	2.968,75	342,126	0,924
21	3.180,64	-126,288	-0,341
22	2.112,15	387,852	1,048
23	1.796,32	40,418	0,109
24	1.808,72	160,671	0,434
25	2.135,22	805,952	2,177
26	2.670,01	-569,173	-1,538
27	1.979,98	-91,985	-0,249
28	1.986,28	-183,000	-0,494
29	2.074,01	-150,100	-0,406
30	2.584,56	232,338	0,628
31	2.071,92	-222,453	-0,601
32	1.706,11	-110,365	-0,298
33	1.794,59	-242,869	-0,656
34	2.085,85	-222,215	-0,600
35	1.855,43	-79,568	-0,215
36	1.989,91	111,537	0,301
37	1.790,58	16,644	0,045
38	1.936,68	36,289	0,098
39	2.136,39	-136,387	-0,368
40	2.080,68	-327,434	-0,885
41	2.059,14	178,954	0,483
42	2.105,29	-57,101	-0,154
43	3.156,86	50,686	0,137
44	2.649,69	-76,156	-0,206
45	2.063,52	-22,287	-0,060
46	2.005,16	-75,955	-0,205
47	2.439,51	300,215	0,811
48	2.551,97	634,555	1,714
49	2.675,93	156,099	0,422
50	2.651,13	395,742	1,069
51	1.895,14	309,992	0,837
52	1.792,12	357,879	0,967
53	1.859,25	-241,605	-0,653

Osservazione	Previsto €/mq corretto	Residui	Residui standard
54	2.133,08	9,780	0,026
55	1.859,06	640,935	1,732
56	2.753,93	30,884	0,083
57	2.214,89	-490,754	-1,326
58	2.022,92	-201,488	-0,544
59	1.808,90	40,009	0,108
60	2.639,76	-415,039	-1,121
61	2.079,56	-548,585	-1,482
62	2.184,64	271,504	0,734
63	2.136,20	-566,432	-1,530
64	2.737,14	308,833	0,834
65	2.066,00	-137,424	-0,371
66	1.968,56	437,690	1,182
67	2.414,51	-700,222	-1,892
68	2.132,00	140,723	0,380
69	2.818,58	393,082	1,062
70	1.960,73	265,297	0,717
71	1.825,87	77,973	0,211
72	1.757,48	-116,457	-0,315
73	2.086,41	-369,022	-0,997
74	2.129,91	-180,468	-0,488
75	2.114,06	348,628	0,942
76	2.352,63	-281,199	-0,760
77	2.027,67	347,326	0,938
78	1.834,45	77,313	0,209
79	2.155,08	-531,703	-1,436
80	2.053,41	157,702	0,426
81	1.804,21	-554,213	-1,497
82	1.857,53	116,156	0,314
83	2.508,29	-13,244	-0,036
84	2.025,01	-406,309	-1,098
85	1.671,60	-116,457	-0,315
86	1.851,05	-335,896	-0,907
87	2.642,55	618,315	1,670
88	2.673,83	349,421	0,944
89	2.034,15	-349,470	-0,944
90	2.710,71	-252,501	-0,682
91	2.618,41	-50,838	-0,137
92	2.071,17	-105,355	-0,285
93	2.423,48	761,139	2,056
94	1.559,14	125,692	0,340
95	2.507,20	149,047	0,403
96	2.652,74	-49,800	-0,135
97	2.186,55	-89,773	-0,243
98	2.100,54	-285,002	-0,770
99	1.813,10	-57,544	-0,155
100	1.802,98	245,208	0,662
101	2.107,02	733,409	1,981
102	2.165,29	-360,695	-0,974
103	2.016,88	-223,773	-0,605
104	2.679,94	-404,615	-1,093
105	1.731,47	-105,455	-0,285
106	2.155,64	386,732	1,045
107	2.038,54	194,473	0,525
108	1.775,90	357,434	0,966

Nel tracciato su esposto sembra che i residui siano disposti casualmente rispetto ai valori previsti della variabile dipendente ( $\hat{Y}$ ).

Per quanto concerne invece l'analisi dei dati anomali, vi è la presenza di valori che fuoriescono dalla banda di oscillazione consentita [-2, 2]. E' presumibile ritenere che trattasi di valori anomali, e quindi da escludersi.

## 5.4 La previsione

A tal punto, possiamo ritenere che il modello di regressione multipla sia ben specificato, e quindi adeguato per la previsione.

Si riporta a tal punto il quadro completo delle informazioni del modello MRA:

Regression Analysis

Statistica della regressione	
R multiplo	0,739385096
R al quadrato	0,54669032
R al quadrato corretto	0,518650546
Errore standard	333,0084227
Osservazioni	104

ANALISI VARIANZA

	gdl	SQ	MQ	F	Significatività F
Regressione	6	12972645,85	2162107,641	19,49695886	8,35698E-15
Residuo	97	10756777,13	110894,6096		
Totale	103	23729422,98			

	Coefficienti	Errore standard	Stat t	Valore di significatività	Inferiore 95%	Superiore 95%
Intercetta	-568,4927454	287,0550556	-1,980431051	0,050487733	-1138,217556	1,232064904
Posizione Zona OMI	472,1439444	105,4265215	4,478417173	2,05433E-05	262,901488	681,3864008
Tipologia	236,3425961	84,9951822	2,780658738	0,006517505	67,65069148	405,0345007
liv. man.compl. Fabb.	117,2462623	93,44308591	1,254734485	0,212589984	-68,21239224	302,7049168
Sup.tot.	-1,293551889	0,836119536	-1,54708966	0,125098144	-2,953017678	0,3659139
Livello piano corretto	1,949118664	15,70962746	0,124071603	0,901515325	-29,23014242	33,12837975
Liv. man. compl. Uiu	534,9806815	96,68266352	5,533367224	2,66765E-07	343,0923623	726,8690006

In base alla figura su esposta, i valori dei coefficienti di regressione campionari sono:

Parametri	Coefficienti €/mq
Intercetta	-568,49
Posizione Zona OMI	472,14
Tipologia	236,34
liv. man.compl. Fabb.	117,25
Sup.tot.	-1,29
Livello piano corretto	1,95
Liv. man. compl. Uiu	534,98

I prezzi marginali ottenuti col modello MRA risultano positivi: le caratteristiche che incidono maggiormente nella definizione del prezzo sono: la Posizione Zona Omi (472,14 €/m<sup>2</sup>) ed il Livello Manutentivo dell'uiu (534,98 €/m<sup>2</sup>).

L'espressione della stima del modello di regressione scelto risulta pertanto la seguente:

$$\hat{Y}_i = -568,49 + 472,14 \cdot X_{1i} + 236,34 \cdot X_{2i} + 117,25 \cdot X_{3i} - 1,29 \cdot X_{4i} + 1,95 \cdot X_{5i} + 534,98 \cdot X_{6i}$$

Infine, utilizzando le funzionalità di PH Stat di Excel, immettendo in input i valori delle 6 caratteristiche relative ad un campione di 10 osservazioni del 1° semestre 2009, si ottiene in output il valore unitario €/mq dello stesso qui di seguito riportato:

Data	Coefficienti (bi)	Campione di 10 osservazioni - 1° semestre 2009 (zona E23 - Mestre)									
Confidence Level 95%		IMM. a	IMM. b	IMM. c	IMM. d	IMM. e	IMM. f	IMM. g	IMM. h	IMM. i	IMM. j
Intercetta	-568,49										
Posizione Zona OMI (x1) given value	472,14	2	2	2	2	3	3	2	3	2	2
Tipologia (x2) given value	236,34	2	2	2	1	2	2	2	2	1	2
livello manutent. Compless. Fabb. (x3) given value	117,25	2	2	1	2	2	1	3	2	1	2
sup. tot. (x4) given value	-1,29	131	72	71	138	141	100	161	61	84	32
livello piano & ascensore (x5) given value	1,95	8	6	5	4	6	6	8	8	5	8
livello manutent. Compless. uiu (x6) given value	534,98	2	2	2	2	2	1	3	3	1	2

Prezzo teorico (Valutometro)	1.999,07	2.071,49	1.953,59	1.745,88	2.454,38	1.855,19	2.612,49	3.096,75	1.165,45	2.127,13
Prezzo rilevato	2.137,40	2.097,22	2.042,25	1.500,00	2.553,19	1.750,00	2.521,74	3.098,36	1.357,14	2.187,50
Δ%	-6,9%	-1,2%	-4,5%	14,1%	-4,0%	5,7%	3,5%	-0,1%	-16,4%	-2,8%

Tali risultati di previsione del valore unitario €/m<sup>2</sup> per immobili di cui sono note le caratteristiche sono coerenti con i dati di rilevazione (campione), si ritengono quindi accettabili.

## 6 Conclusioni

Il presente studio ha fornito risultanze attendibili e ragionevoli, sia nella funzione esplicativa, per cui sono stati superati i test previsti, sia nella sua applicazione previsiva (*valutometro*) in cui si sono ottenuti risultati compatibili con il range dei prezzi del campione esaminato.

Ha fornito altresì risultanze attendibili riguardo ai prezzi marginali implicitamente derivanti dalle caratteristiche immobiliari prese in esame nel MOSI. Con riferimento all'influenza in valore assoluto dei singoli prezzi marginali (analisi con 8 caratteristiche), si riportano in tabella i risultati ottenuti:

Parametri	Coefficienti €/mq
Intercetta	-637,33
Posizione Zona OMI	347,51
Tipologia	273,41
liv. man.compl. Fabb.	122,80
Sup.tot.	-1,71
Livello piano corretto	10,04
Affaccio	196,31
Liv. man. compl. Uiu	468,86

In particolare, risulta che il prezzo da pagare per ogni ulteriore livello di qualità delle 3 principali caratteristiche su menzionate (mantenendo inalterate le altre caratteristiche e sotto l'ipotesi di variazione unitaria), risulta pari a:

- 468,86 €/m<sup>2</sup> nel caso l'alloggio presenti un livello manutentivo dell'uiu "scadente"
- 347,51 €/m<sup>2</sup> nel caso la posizione nella zona Omi in cui si trova l'alloggio sia "degradata";
- 273,41 €/m<sup>2</sup> nel caso la tipologia dell'immobile risulti "economica".

L'unico prezzo marginale con segno negativo è quello associato alla variabile "Superficie totale" e questo dato conferma quanto accade nel mercato immobiliare in cui il prezzo unitario diminuisce all'aumentare della superficie.

Si porta all'attenzione che la bontà del dato, sia in termini quantitativi (numerosità del campione) che in termini qualitativi (rilevazione delle caratteristiche edilizie e posizionali dell'immobile e degli importi monetari degli scambi) costituisce il requisito cruciale per l'applicazione del metodo.

In fase applicativa, la difficoltà insita nell'ottenimento di un campione statisticamente significativo potrebbe essere superata tramite:

- l'utilizzo delle compravendite ex atti comma 497, ove sia possibile reperire le informazioni tecniche dell'edificio e dell'UIU dagli archivi dei Docfa associati;
- l'estensione del campione rilevato in termini spaziali (*applicazione del metodo per fasce OMI o comune*) o temporali (*applicazione del metodo su più annualità*).

Ovviamente, la procedura messa a punto si presta a notevoli miglioramenti, specie se supportata da una buona quantità e qualità dei dati e da una più profonda interazione con gli esperti locali dell'area oggetto di analisi, per la formulazione dei giudizi sul peso delle modalità associate alle variabili caratterizzanti gli immobili nel formare il valore di mercato.



## 7 Appendice metodologica: l'MRA (abstract)

L'utilizzo di metodologie estimative basate su tecniche di natura statistica costituisce un'importante risorsa a disposizione dell'estimatore per lo studio degli aspetti caratteristici di un qualunque mercato immobiliare.

Il *Multiple Regression Analysis* (MRA), trova fondamento nella seguente asserzione: "data una popolazione<sup>1</sup> e individuati alcuni caratteri (o fenomeni) degli elementi che la compongono, caratteri tra i quali si ipotizza l'esistenza di un legame, si vuole esplicitare detto legame mediante una relazione funzionale, a partire dalle informazioni che possono essere ottenute da un campione estratto a caso dalla popolazione". Il procedimento attraverso l'applicazione dell'analisi di regressione ha l'obiettivo di indagare l'influenza di ciascuna delle caratteristiche nella composizione del valore di mercato dell'immobile.

La tecnica statistica della regressione costituisce lo strumento maggiormente utilizzato per la misura dei prezzi edonici<sup>2</sup>, in quanto consente generalmente di indagare la natura della relazione fra due o più fenomeni, in modo tale da individuare la legge secondo la quale un fenomeno varia in funzione di uno o più fattori; in particolare, permette di rilevare come varia il valore dell'immobile (*variabile dipendente*) al variare delle sue caratteristiche (*variabili indipendenti*).

Generalmente la tecnica statistica della regressione è distinta in base al numero di variabili indipendenti impiegate nel modello (semplice, con una sola variabile indipendente o multipla, con due o più variabili indipendenti) ed in base alla forma funzionale del modello (lineare, non lineare).

Occorre premettere che nel caso delle schede di rilevazione OMI siamo in presenza di più variabili indipendenti, pertanto il modello di regressione assume la forma generale seguente:

$$y_i = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_t x_t + e_i$$

ove:

- $y$  è il valore dell'immobile;
- $b_0$  è una costante (*l'intercetta*);
- $x_1, x_2, \dots, x_t$  sono le caratteristiche;
- $b_0, b_1, \dots, b_t$  sono i coefficienti delle caratteristiche (*componente deterministica del modello*). Sono proprio questi coefficienti, i prezzi edonici delle caratteristiche.
- $e_i$  sono i residui, dati dalla differenza tra i valori osservati  $y_i$  ed i valori stimati  $\hat{y}_i$  calcolati secondo il modello di regressione (*componente accidentale del modello*).

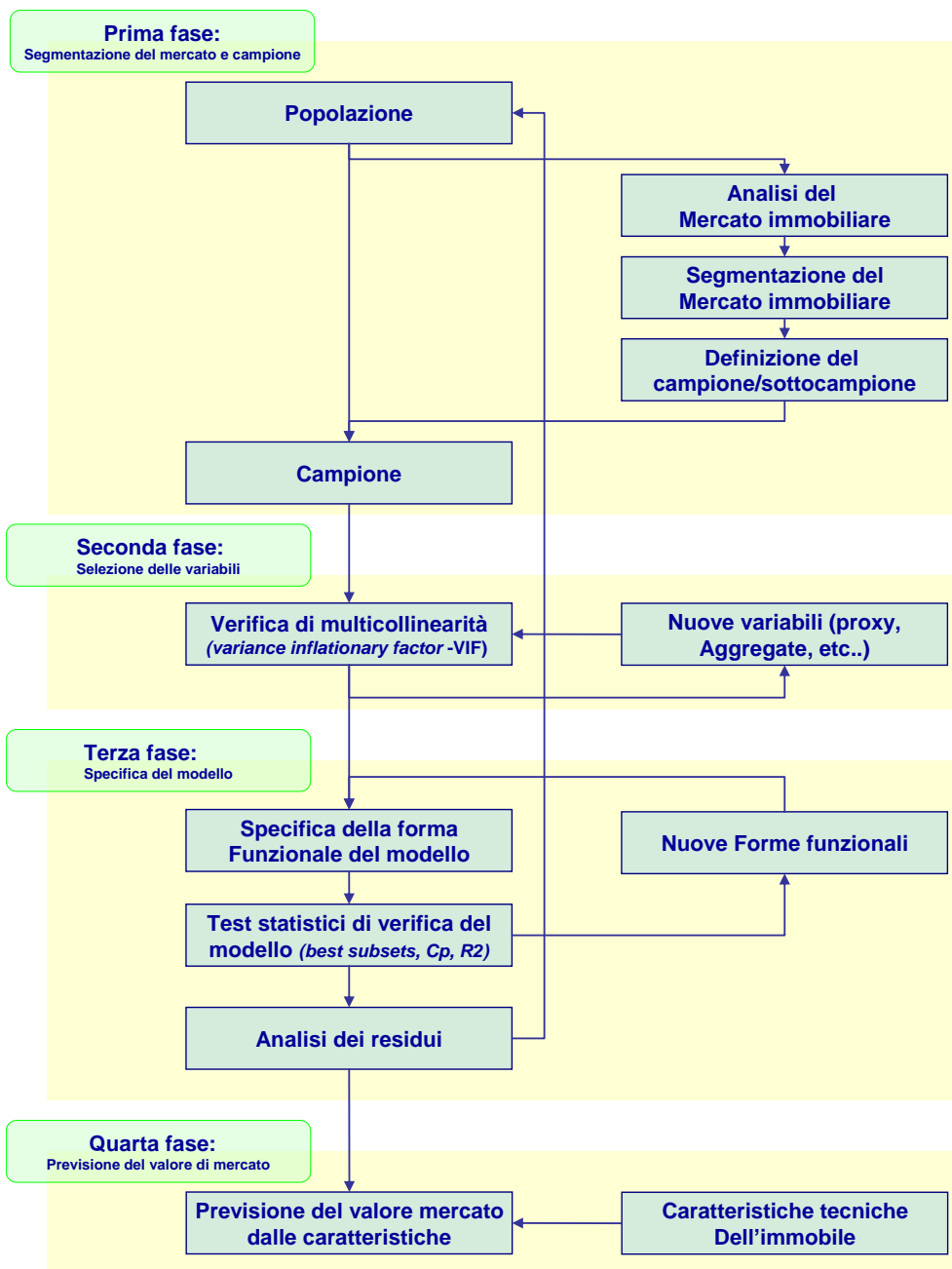
Nella regressione le variabili che definiscono le caratteristiche sono espresse secondo tre scale di misura:

- variabili dicotomiche (o binarie), assumono solamente due valori (0, 1) e vengono utilizzate per rilevare la presenza o l'assenza di determinate caratteristiche;
- variabili cardinali (espresse su scala cardinale), rappresentano le caratteristiche quantitative misurate mediante unità tecniche ed economiche (m<sup>2</sup> lordi per la superficie; € complessive per il prezzo...);
- variabili ordinali (espresse su scala ordinale), rappresentano le caratteristiche qualitative misurate assegnando loro un punteggio numerico indicante il livello raggiunto.

L'intero processo metodologico si sostanzia in quattro fasi iterative come rappresentato in figura.

<sup>1</sup> In statistica, per popolazione non si intende necessariamente una popolazione di individui, ma più in generale un insieme di oggetti (o di soggetti) che presentano una o più caratteristiche comuni.

<sup>2</sup> I prezzi edonici sono prezzi riferiti a ciascuna singola caratteristica e si definiscono marginali ed impliciti. Si dicono prezzi impliciti in quanto non direttamente osservabili, ma ottenuti dall'analisi statistica dell'influenza delle caratteristiche immobiliari sui prezzi di mercato (prezzi espliciti, evidenziati nelle transazioni). Si dicono prezzi marginali in quanto esprimono il contributo alla variazione del prezzo totale, fornito dalla variazione del grado della caratteristica a cui fanno riferimento.





# Lo stock immobiliare nelle regioni italiane: analisi della distribuzione e dei cluster

---

di Maurizio Festa, Alessandra Storniolo e Gregorio Venditti

## 1 Sommario

Lo studio propone un'analisi delle diversità e delle similitudini tra le regioni italiane utilizzando le informazioni relative allo stock immobiliare edificato nei diversi ambiti territoriali. Le informazioni sulla numerosità e sulla classificazione degli immobili residenti negli archivi del catasto italiano, gestito dall'Agenzia del Territorio, consentono di caratterizzare ogni regione attraverso la destinazione economica dei suoi immobili. L'opportuno esame dello stock immobiliare censito nelle regioni italiane ha consentito, infatti, di individuare quelle variabili capaci di mostrare, dopo un adeguato processo di elaborazione, similitudini e diversità di tali ambiti territoriali. Si è scelto a tal fine di procedere con un'elaborazione utilizzando la tecnica della *cluster analysis*. È stata svolta un'elaborazione dei dati regionali relativi alle numerosità dello stock immobiliare delle diverse tipologie immobiliari, rapportata alla popolazione residente, con l'obiettivo di mostrare le relazioni tra le diverse regioni che i dati censuari, demografici ed economici del territorio evidenziano. I risultati dell'analisi così condotta consentono di raggiungere un obiettivo conoscitivo nuovo, fotografando il territorio nazionale dal punto di vista della "densità" immobiliare delle sue regioni. Questa fotografia dell'Italia potrà supportare politiche di sviluppo e di governo del territorio, apportando il suo contributo al miglioramento della conoscenza delle diversità regionali.

## 2 Introduzione

L'Italia possiede un vasto patrimonio immobiliare che riflette il suo passato di civiltà urbana e contemporaneamente rispecchia le diverse tradizioni rurali delle regioni. Tale patrimonio fisico costituisce, a sua volta, il patrimonio di dati che la banca dati dell'Agenzia del Territorio possiede in termini di stock ovvero di popolazione di immobili e terreni del loro uso, scambio e valore su tutto il territorio.

Recentemente alcuni studi hanno messo in risalto il primato delle famiglie italiane in termini di ricchezza patrimoniale di cui parte fondamentale è il patrimonio immobiliare. Il nostro paese si trova ai primi posti nel mondo per percentuale di famiglie proprietarie dell'alloggio di residenza.

Ciò riflette anche il grande ventaglio di tipologie edilizie presenti sul territorio che offrono un'offerta molto articolata sia per valore e pregio, che per adattamento agli stili di vita ed alle attività economiche dei proprietari. L'analisi delle tipologie abitative presenti al catasto ed un confronto effettuato con quelle commerciali e produttive mette in luce anche lo stretto rapporto tra residenza ed occupazione.

Obiettivo di questo lavoro è l'esame della distribuzione dello stock nelle regioni italiane al fine di mettere in risalto le disparità regionali. Le fonti utilizzate sono gli archivi della banca dati catastale dell'Agenzia del Territorio. È elaborato lo stock dei fabbricati, così come censito nella banca dati del catasto urbano aggiornato al 31 dicembre 2009. Si tratta di informazioni che riguardano un totale di oltre 65 milioni di unità immobiliari aggregate in diverse tipologie edilizie secondo la loro destinazione d'uso.

Il contributo proposto affronta il tema dell'analisi a livello regionale delle tipologie immobiliari presenti, residenziali e non, per lo studio e l'interpretazione dei fenomeni territoriali delle diverse realtà regionali, considerando anche i livelli di valore delle abitazioni. In particolare, sono utilizzati metodi di rappresentazione cartografica e strumenti di statistica descrittiva. I dati analizzati evidenziano le

disparità regionali in termini di tipologie edilizie residenziali, di tipologie terziarie, commerciali e produttive. Si tratta, in questo caso, di un'elaborazione dei dati regionali relativi alle numerosità dello stock immobiliare delle diverse tipologie immobiliari, rapportata alla popolazione residente, con l'obiettivo di mostrare le relazioni tra le diverse regioni che i dati censuari, demografici ed economici del territorio evidenziano.

L'analisi così condotta permette di raggiungere un obiettivo conoscitivo nuovo, fotografando il territorio nazionale dal punto di vista della "densità" immobiliare delle sue regioni. Questa fotografia dell'Italia potrà supportare politiche di sviluppo e di governo del territorio, apportando il suo contributo al miglioramento della conoscenza delle diversità regionali.

### **3 Presentazione della base dati**

La base dati è stata costituita attraverso l'elaborazione di due diverse fonti informative:

- la banca dati del Catasto Edilizio Urbano;
- la banca dati delle quotazioni dell'Osservatorio del Mercato Immobiliare;

La banca dati del Catasto Edilizio Urbano è gestita dall'Agenzia del Territorio. Essa contiene l'inventario dei beni immobili edificati (unità immobiliari urbane) dell'intero territorio nazionale, ad esclusione delle province di Trento e Bolzano, le quali gestiscono autonomamente il Catasto dei fabbricati secondo modalità, regole e metodologie del tutto analoghe a quelle del catasto nazionale. Per questa occasione l'inventario dei beni immobili edificati, rilevati al 31/12/2009, è stato comunque integrato anche con le informazioni relative alle proprietà immobiliari ubicate nei territori delle province di Trento e Bolzano, grazie alla disponibilità delle province autonome. Si tratta di informazioni che riguardano un totale di oltre 65 milioni di beni fra unità immobiliari urbane ed altre tipologie immobiliari che non producono reddito e delle quali si forniscono: la numerosità dello stock, la sua consistenza fisica («vani», superfici o volumi a secondo delle categorie tipologiche) e la correlata base imponibile fiscale determinata dal Catasto (la «rendita catastale»). Lo stock elaborato in questo lavoro comprende le unità censite nelle categorie catastali dei gruppi A, B, C, D che sono state ritenute più rappresentative per le finalità di questo studio.

Le unità nelle categorie del gruppo E ed F non sono state prese in considerazione in quanto trattasi, in larga parte, di unità non corredate dall'informazione legata alla propria destinazione d'uso.

I miglioramenti acquisiti nelle banche dati del catasto e quelli ancora in corso come interventi di bonifica, di fotoidentificazione e di revisione dei classamenti tendono a rendere sempre più corrispondente la situazione rappresentata negli archivi a quella realmente presente sul territorio nazionale.

Il processo di valorizzazione statistica delle informazioni contenute negli archivi dell'Agenzia fornisce sia un utile quadro informativo ai fini della trasparenza del mercato immobiliare sia un supporto allo studio ed alla analisi economico-sociale del territorio.

L'Osservatorio del Mercato Immobiliare è gestito anch'esso dall'Agenzia del Territorio e rileva sull'intero territorio nazionale, con periodicità semestrale, i valori medi di compravendita e locazione di immobili ordinari. I segmenti di mercato rilevati sono rappresentati tramite la zonizzazione del territorio, in quanto la localizzazione è la caratteristica che incide maggiormente sul valore di mercato degli immobili. Pertanto, ciascun comune dell'intero territorio nazionale è suddiviso in zone omogenee (zone OMI) nelle quali si registra uniformità di apprezzamento per condizioni economiche e socio-ambientali. In ciascuna zona sono rilevati, su base campionaria, i valori medi di mercato dei fabbricati distinti per destinazione d'uso (residenziale, commerciale, terziaria, produttiva) e per tipologia di immobile (abitazioni economiche, ville e villini, box, uffici, negozi, ecc.).

In questo studio per le unità immobiliari a destinazione residenziale (abitazioni) sono stati elaborati i valori medi regionali sulla base delle quotazioni rilevate nel 2° semestre 2009, mediando i valori medi comunali e utilizzando una ponderazione con lo stock abitativo.

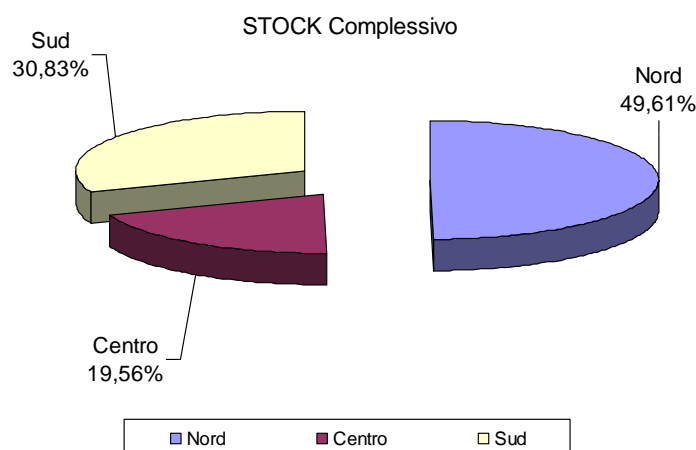
La numerosità dello stock immobiliare censito negli archivi catastali al 31.12 2009 è riportato nella tabella che segue.

Figura 1

STOCK COMPLESSIVO 2009									
N° Unità Immobiliari per gruppi di categorie catastali									
	A	A10	B	C	D	E	F	Altro	Totale
<b>Nord</b>	14.820.121	338.192	81.791	12.846.511	636.488	37.621	951.817	2.939.163	<b>32.651.704</b>
<b>Centro</b>	6.252.134	132.539	41.148	4.643.172	200.414	16.003	470.355	1.121.557	<b>12.877.322</b>
<b>Sud</b>	11.411.816	135.586	45.246	6.010.828	244.418	18.929	1.128.715	1.297.101	<b>20.292.639</b>
<b>Italia</b>	<b>32.484.071</b>	<b>606.317</b>	<b>168.185</b>	<b>23.500.511</b>	<b>1.081.320</b>	<b>72.553</b>	<b>2.550.887</b>	<b>5.357.821</b>	<b>65.821.665</b>

La tabella restituisce il dettaglio nazionale e nelle macro aree geografiche del paese (Nord, Centro, Sud) del numero totale di unità immobiliari distinto per gruppi di categorie catastali. Si evidenzia un totale nazionale di quasi 66 milioni di unità di cui composto da 32,6 milioni unità (quasi il 50%) al Nord, 12,9 milioni (quasi il 20%) al Centro e 20,3 milioni (circa il 30%) al Sud.

Figura 2



La mappa in Figura 3 riporta la distribuzione regionale delle unità immobiliari pro capite, evidenziando un valore superiore all'unità per le regioni del Nord, mentre al Centro, al Sud e nelle Isole i valori sono tutti inferiori, con le uniche eccezioni che riguardano le regioni Abruzzo, Umbria e Molise.

In Figura 4 è riportata la mappa dei valori medi di mercato, per unità di superficie, regionali delle abitazioni, costruite sulla base delle quotazioni immobiliari dell'Osservatorio del Mercato Immobiliare e pesate, nell'ambito regionale, con il relativo stock delle unità residenziali. Sono il Lazio, la Liguria, il Trentino Alto Adige e la Valle d'Aosta le regioni con i prezzi medi delle case più elevati. Di contro Molise, Basilicata, Sicilia e Calabria presentano quotazioni medie regionali inferiori a 1.050 €/mq.

Figura 3

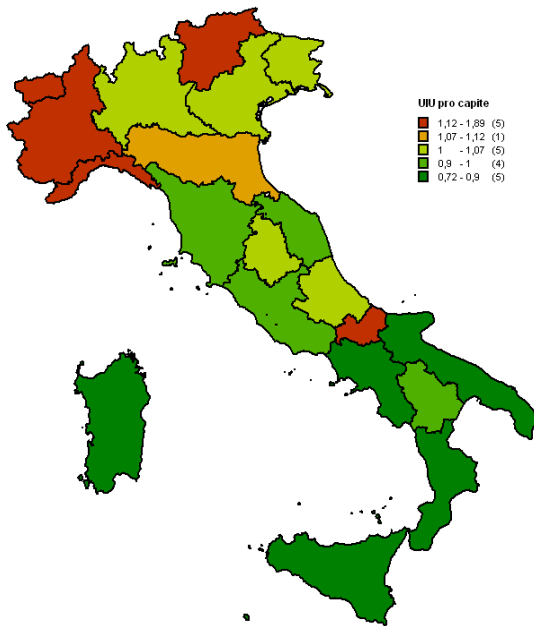
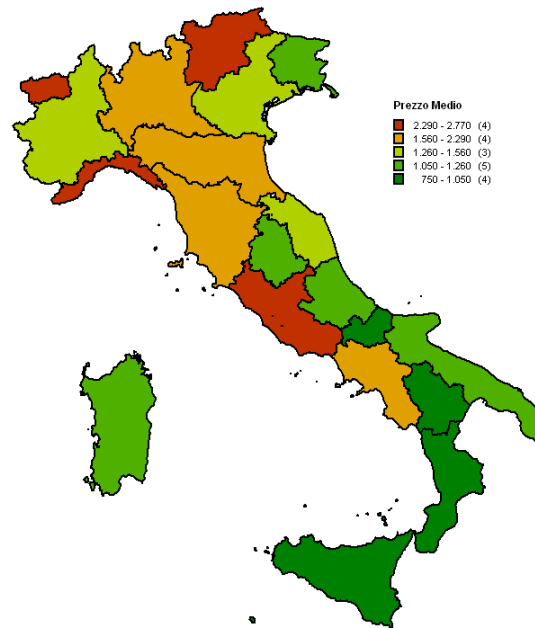


Figura 4



## 4 Procedura di cluster

Un esame preliminare dello stock immobiliare censito nelle regioni italiane ha consentito di individuare quelle variabili in grado di mostrare, effettuato un adeguato processo di elaborazione, similitudini e diversità degli ambiti territoriali considerati. La tecnica di elaborazione prescelta è quella della *cluster analysis*.

La *cluster analysis* consiste in una tecnica di analisi multivariata atta ad individuare gruppi di unità tra loro simili rispetto ad un insieme di caratteri presi in considerazione e secondo uno specifico criterio. Con la *cluster analysis* è possibile quindi raggruppare le unità statistiche, in modo da minimizzare la "lontananza logica" interna a ciascun gruppo e di massimizzare quella tra i gruppi. La "lontananza logica" viene quantificata per mezzo di misure di similarità/dissimilarità definite tra le unità statistiche.

L'obiettivo che ci si pone è sostanzialmente quello di riunire diverse unità statistiche in più sottoinsiemi tendenzialmente omogenei e mutuamente esaustivi. Le unità statistiche vengono, in altri termini, suddivise in un certo numero di gruppi a seconda del loro livello di "somiglianza" valutata a partire dai valori che una serie di variabili prescelte assume in ciascuna unità. L'applicazione della cluster analysis nel presente studio si è articolata nelle 4 fasi che saranno presentate nei paragrafi successivi e che sono sintetizzate di seguito:

- **scelta delle variabili di classificazione:** sono state individuate variabili legate allo stock immobiliare secondo macroaggregazioni che riflettono la densità regionale dello spazio costruito differenziato secondo le diverse destinazioni economiche dei beni immobiliari;
- **scelta della misura della distanza** tra le unità statistiche: è stato utilizzato il quadrato della distanza euclidea (corrispondente al concetto geometrico di distanza nello spazio multidimensionale), misura che assegna un peso progressivamente maggiore agli oggetti che stanno oltre una certa distanza;
- **scelta dell'algoritmo di raggruppamento** delle unità statistiche: è stata scelta una tecnica gerarchica che conduce, cioè, ad un insieme di gruppi ordinabili secondo livelli crescenti, con

un numero di gruppi da  $n$  ad 1 (la distinzione che normalmente viene proposta è fra metodi gerarchici e non gerarchici);

- **scelta del numero ottimale di gruppi** attraverso la valutazione della partizione ottenuta;
- **presentazione e interpretazione dei risultati** ottenuti (connotazione dei gruppi).

#### 4.1 Scelta delle variabili di classificazione

La prima fase è stata condotta analizzando lo stock immobiliare delle singole regioni italiane preliminarmente aggregato sotto il profilo della destinazione economica del bene.

Sono state innanzitutto determinate 8 macro aggregazioni (7 + 1 residuo) dello stock immobiliare censito nelle diverse tipologie, individuate dalle categorie catastali, che riguardano le possibili destinazioni d'uso degli immobili.

Figura 5

<i>COD</i>	<i>Aggregazione</i>	<i>Categorie catastali</i>	<i>Numero unità</i>
ABI	abitazioni	da A1 a A11 (esclusa A10)	33.095.409
PRT	unità pertinenziali	C2, C6 e C7	21.451.490
COM	unità commerciali	C1 e D5	2.112.783
PRO	unità produttive	C3, D1, D7 e D10	1.430.592
TER	unità terziarie	A10, B4 e D5	678.435
RCU	unità ricreative e culturali	B6, C4, C5, D2, D3 e D6	120.862
SIS	unità per la sanità e istruzione	B2, B5 e D4	64.548
AL	altre destinazioni d'uso	B1, B3, B7, B8, D9	76.726

Escludendo il residuo di unità contenuto in altro (AL), che riguarda immobili peculiari (prigioni, caserme, cappelle, edifici galleggianti), si sono ritenute le altre 7 aggregazioni significative per identificare le abitazioni sul territorio, le dotazioni infrastrutturali (scuole ed ospedali, unità ricreative, turistiche e culturali) e gli spazi produttivi, terziari e commerciali.

È necessario precisare che, generalmente, le variabili da utilizzare in un'elaborazione di *clustering* debbono essere espresse nella stessa unità di misura. Se le variabili quantitative da utilizzare nella cluster sono espresse in unità di misura diverse o hanno ordini di grandezza diversi è opportuno standardizzare le variabili.

A tal fine, per omogeneizzare immobili che, nell'ambito della stessa macroaggregazione, presentano caratteristiche dimensionali molto diverse, seppur con stessa destinazione d'uso economica del bene (ad esempio A10 e D5), sono stati utilizzati coefficienti di ragguaglio calcolati come rapporto tra i corrispondenti valori nazionali delle rendite delle diverse categorie (ad esempio il valore delle rendite delle unità in D5 risulta 8,4 volte il valore complessivo delle rendite delle unità A10). In Figura 6 è riportata la tabella con i valori calcolati dei coefficienti utilizzati.



Figura 6

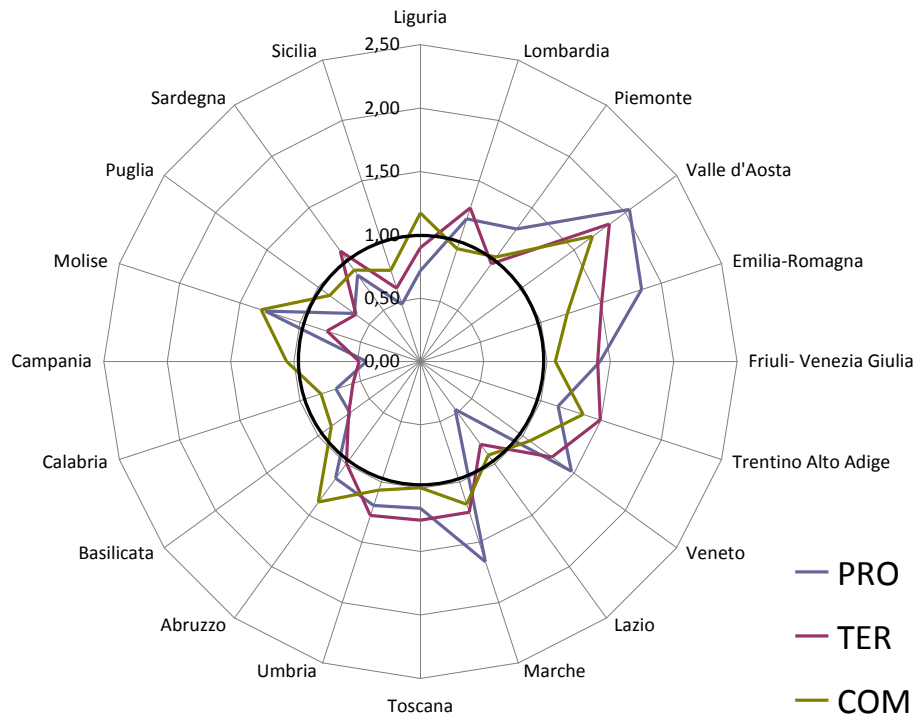
		Categorie catastali	Rendita Catastale Media x unità (€)	Coefficiente di ragguaglio
PRO	Unità produttive	C3	514	1,0
		D1	6.083	11,8
		D7	10.262	20,0
TER	Unità terziarie	D5	19.403	8,4
		B4	6.275	2,7
		A10	2.310	1,0
COM	Unità commerciali	D8	12.598	7,5
		C1	1.686	1,0
RCU	Unità per attività ricreative, turistiche e culturali	B6	10.505	8,9
		C4	1.175	1,0
		C5	1.135	1,0
		D6	8.069	6,9
		D2	19.260	16,4
		D3	11.347	9,7

L'analisi delle distribuzioni regionali delle macro aggregazioni ha portato poi ad escludere dalla classificazione in cluster quelle relative alle unità pertinenziali (PRT) in quanto, non essendo possibile scorporare (se non con ulteriori elaborazioni con ipotesi basate sulle dimensioni delle unità) la quota di tali unità relativa agli immobili residenziali (box, posti auto, cantine o soffitte) da quella legata all'uso non residenziale (autorimesse, magazzini), si ritiene alto il rischio di una distorsione dei risultati delle elaborazioni. Le variabili sono state quindi standardizzate costruendo, a partire dallo stock immobiliare per abitante in ogni regione, il rapporto del valore regionale rispetto a quello nazionale. Tale rapporto, in altri termini, restituisce per ogni regione il differenziale rispetto al dato procapite nazionale. Le variabili regionali utilizzate nella classificazione in cluster sono pertanto le seguenti:

1. PRO – stock produttivo
2. TER – stock terziario
3. COM – stock commerciale
4. SIS – stock per sanità ed istruzione
5. RCU – stock per attività turistiche, ricreative e culturali
6. ABI – stock abitazioni

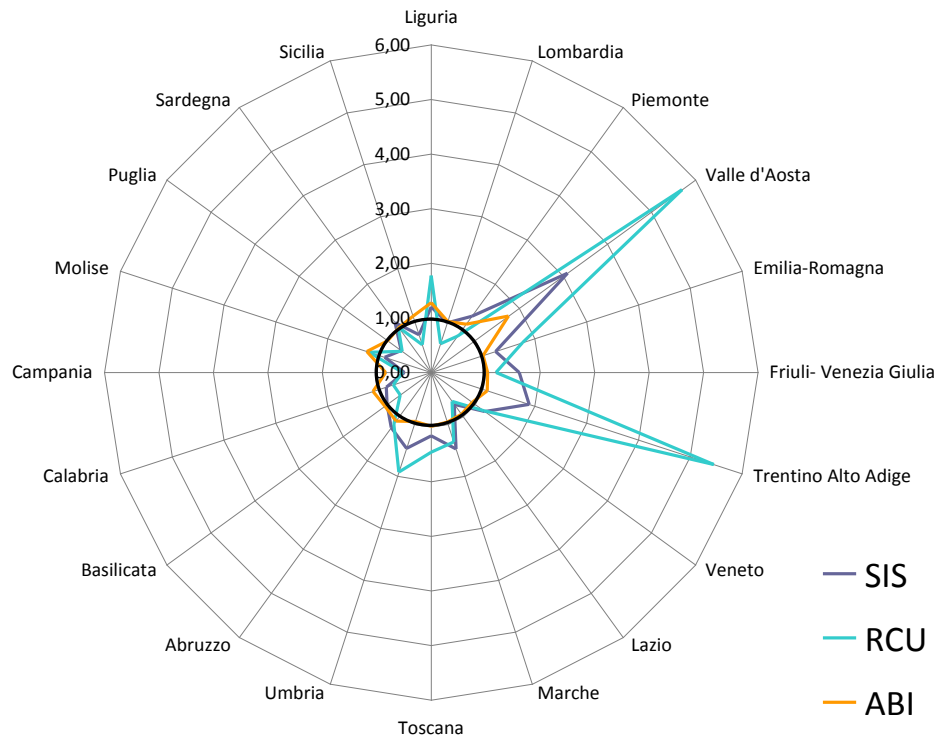
Nelle figure che seguono sono riportati, in appositi grafici, i valori delle variabili individuate per le 20 regioni italiane. La Figura 7 mette in risalto i valori delle variabili relative allo stock destinato alle attività terziarie, commerciali e produttive e in particolare evidenzia che le regioni del Nord Est e la Valle d'Aosta sono quelle con un valore medio dello stock pro capite più alto rispetto alla media nazionale. Risaltano inoltre il valore dello stock produttivo procapite della regione Marche e, di contro, i valori, inferiori alla media nazionale, relativi allo stock non residenziale delle regioni del Sud e delle Isole.

Figura 7



In Figura 8, la distribuzione dei valori delle variabili relative allo stock delle abitazioni (ABI), delle infrastrutture sanitarie e scolastiche (SIS) e degli immobili per le attività ricreative, turistiche e culturali (RCU), mette in evidenza i valori decisamente oltre il valore nazionale delle regioni autonome del Trentino alto Adige e della Valle d'Aosta, soprattutto relativamente a RCU (quasi 6 volte il dato nazionale).

Figura 8



#### 4.2 Classificazione del territorio con la cluster analysis

Esistono molti metodi di classificazione che utilizzano diverse misure di distanza o dissimilarità. Si utilizzerà, nelle elaborazioni del presente lavoro, come si è già detto, la distanza quadratica euclidea per misurare le distanze e la tecnica di clustering con il legame di Ward per la classificazione dei gruppi.

La tecnica di clustering di Ward (1963) si distingue da tutti gli altri metodi in quanto utilizza un approccio di analisi della varianza per valutare le distanze tra i cluster. In breve, questo metodo tenta di minimizzare la somma dei quadrati (SS) di due (ipotetici) cluster che si possono formare ad ogni passo.

Il metodo di Ward, quindi, opera considerando, ad ogni passo dell'analisi, l'unione di tutte le possibili coppie di cluster e i due cluster, il cui raggruppamento fornisce il minimo aumento di errore nella somma dei quadrati, vengono combinati. Ad ogni stadio dell'analisi la perdita di informazione (information loss) che deriva dal raggruppamento di elementi può essere misurata dalla somma delle deviazioni quadratiche di tutti i punti.

Una partizione si considera tanto migliore quanto più le classi risultano omogenee al loro interno e differenti l'una dall'altra. In altri termini, quanto più è elevata la varianza tra le classi, e bassa la varianza interna (alle classi). È noto che la varianza totale di un insieme di unità, si può scomporre nella somma di due quantità: varianza interna (ai cluster) e varianza esterna (cioè tra i cluster). In maniera analoga si scompone la matrice di varianze e covarianze S. In simboli:

$$S = S_W + S_B$$

Dove:

- S e' la matrice di varianze e covarianze totali;
- SW e' la matrice delle varianze e covarianze "interne";
- SB e' la matrice delle varianze e covarianze "esterne".

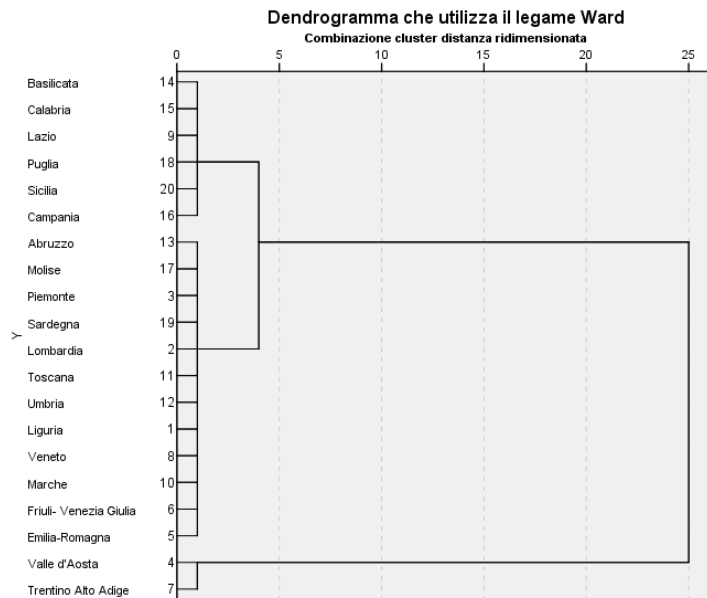
In generale, questo metodo è considerato molto efficiente, tuttavia, tende a creare cluster di piccole dimensioni.

Le elaborazioni sono state effettuate avvalendosi del software SPSS.

### 4.3 Elaborazione 1

L'elaborazione 1 ha riguardato le 6 variabili presentate nel paragrafo 2.1 e ha prodotto l'aggregazione gerarchica indicata nel dendrogramma riportato in Figura 9.

Figura 9



## 4.4 Elaborazione 2

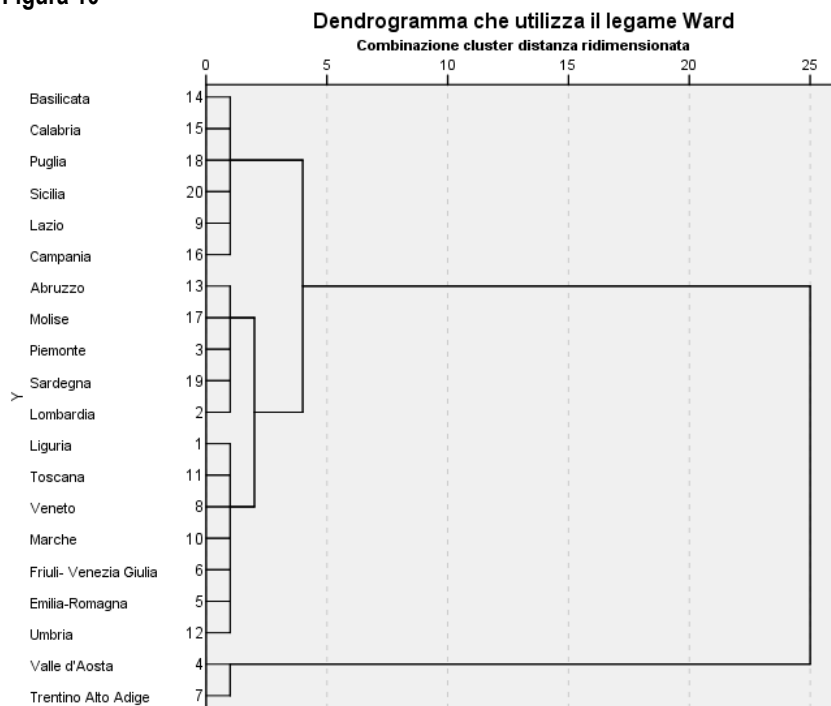
Una seconda elaborazione è stata effettuata inserendo una nuova variabile con il fine di identificare gli ambiti territoriali regionali con un valore monetario legato agli immobili.

La nuova variabile è costruita con il valore medio (per unità di superficie) regionale delle abitazioni elaborato sulla base delle quotazioni immobiliari desunte dalla banca dati dell'Osservatorio del Mercato Immobiliare (OMI). La variabile, denominata VAL, è rappresentata dal differenziale rispetto al valore medio nazionale delle abitazioni.

VAL – differenziale livello prezzi abitazioni

L'elaborazione 2 ha quindi riguardato 7 variabili e ha prodotto l'aggregazione gerarchica indicata nel dendrogramma riportato in Figura 10.

Figura 10

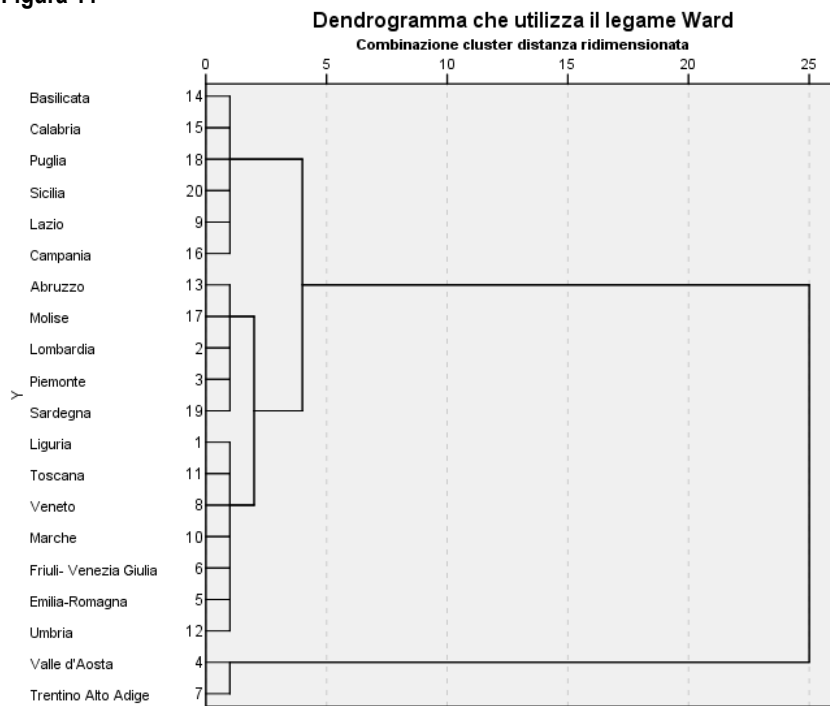


## 4.5 Elaborazione 3

È stata effettuata un'ulteriore elaborazione, inserendo ancora una variabile "economica" legata al valore del prodotto interno lordo regionale nel 2009 (fonte ISTAT).

La variabile standardizzata, denominata PIL, è rappresentata dal differenziale regionale del valore procapite al dato procapite nazionale. L'elaborazione 3 ha quindi riguardato 8 variabili e ha prodotto l'aggregazione gerarchica indicata nel dendrogramma riportato in Figura 11.

**Figura 11**

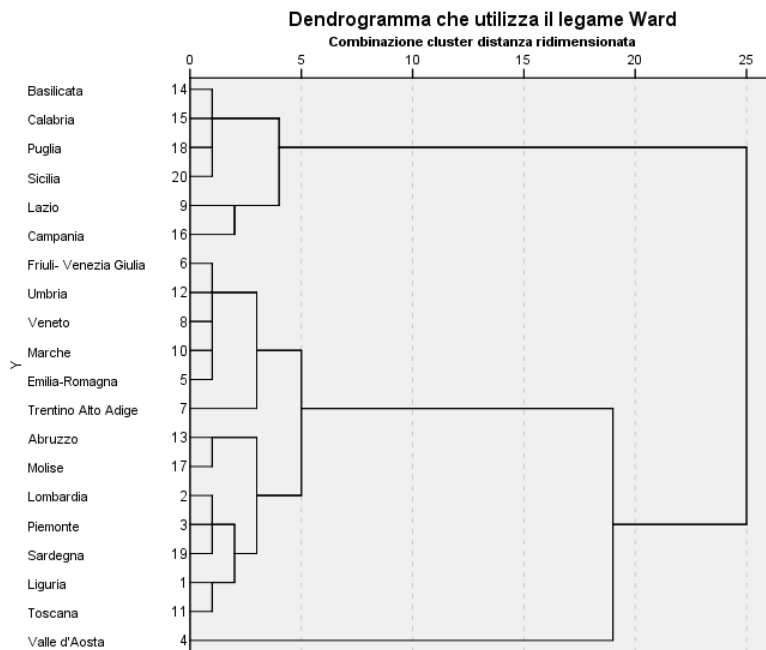


## 4.6 Elaborazione 4

L'ultima elaborazione è stata effettuata, eliminando dalle variabili fin qui elaborate, quella che presenta la maggiore dispersione nei valori regionali. La variabile eliminata dalla cluster analysis è la RCU che presenta una varianza 5,4 volte la varianza complessiva delle variabili esaminate.

L'elaborazione 4 ha quindi riguardato 7 variabili e ha prodotto l'aggregazione gerarchica indicata nel dendrogramma riportato in Figura 12.

**Figura 12**



In appendice sono riportate le tabelle contenenti i dati risultanti dalle elaborazioni di clustering.

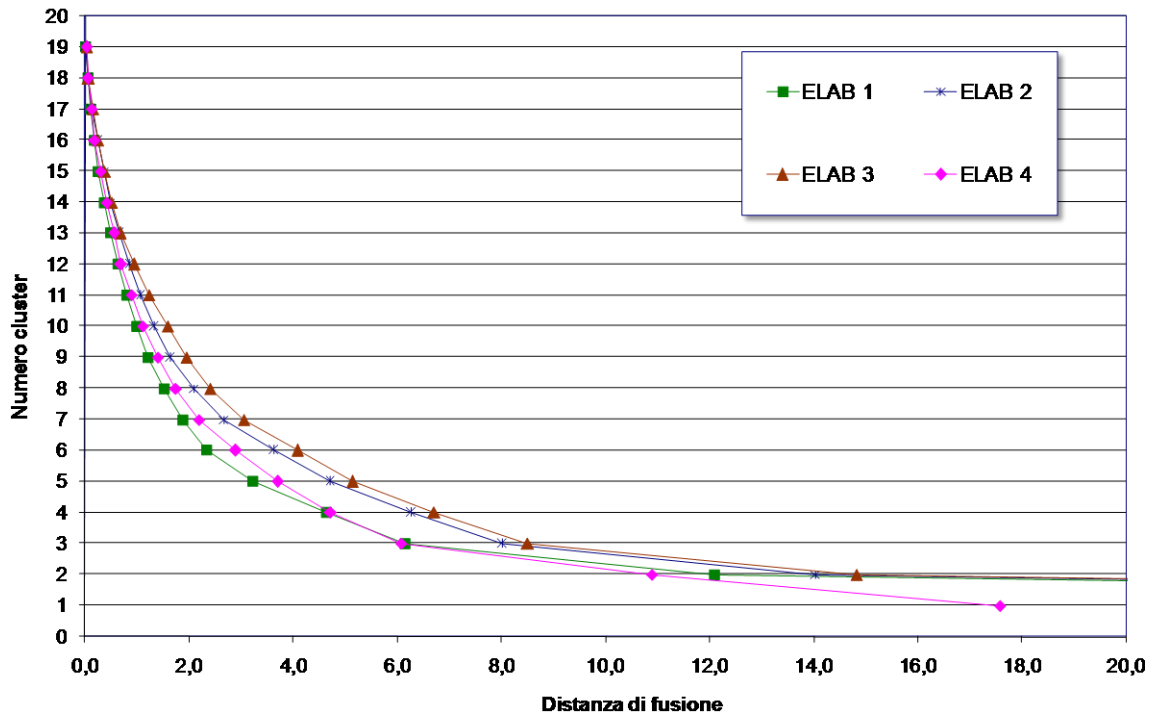
#### 4.7 Scelta del numero di gruppi

Svolte le elaborazioni di *clustering* con il legame di Ward, sono stati esaminati i risultati con il fine di pervenire ad una partizione tale da ottenere classi sufficientemente omogenee al loro interno e differenti l'una dall'altra, minimizzando la perdita di informazioni ("loss information").

Nel caso di una cluster gerarchica la scelta del numero di cluster può essere effettuata utilizzando in primo luogo la distanza di fusione, che può essere letta nel dendrogramma: se nel passaggio da K gruppi a K+1 si registra un forte incremento della distanza di fusione si deve "tagliare l'albero" a K gruppi.

Con la distanza di fusione si possono costruire gli scree plot, grafici in cui viene posto in ordinata il numero di gruppi ed in ascissa la distanza di fusione. Il grafico in Figura 13 riporta il grafico scree plot con le risultanze delle quattro elaborazioni e "suggerisce" di tagliare a 3 gruppi. Infatti, nel passaggio a 2 gruppi si registra un consistente incremento della distanza di fusione.

Figura 13



In generale quest'analisi per la scelta del numero di gruppi si basa comunque su una discontinuità dei dati osservata e questo può risultare una procedura eccessivamente soggettiva.

È possibile valutare l'entità dell'incremento della distanza di fusione calcolando l'incremento relativo della distanza di fusione:

$$\bar{\delta}_k = (d_k - d_{k+1}) / d_{k+1}$$

verrà scelto il K in corrispondenza del  $\bar{\delta}_k$  massimo.

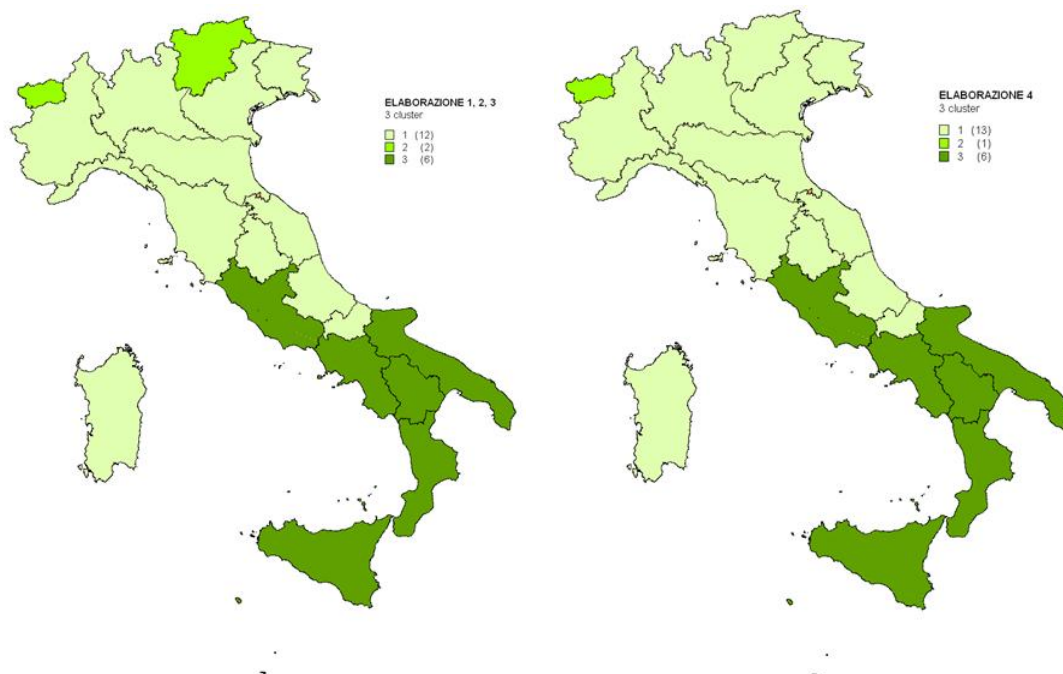
Adottando questo tipo di metodo saranno scelti 10 gruppi per le prime 3 elaborazioni e 7 gruppi per l'elaborazione 4.



## 4.8 Presentazione dei risultati

In questo paragrafo, individuate le variabili, concluse le elaborazioni di clustering ed effettuata la scelta di classi sufficientemente omogenee al loro interno e differenti l'una dall'altra, si presentano i risultati. Le mappe in Figura 14 mostrano i cluster risultanti dalle 4 elaborazioni nel caso di taglio a 3 gruppi in tutti i casi. Le mappe evidenziano suddivisioni in gruppi identiche nelle prime 3 elaborazioni, caratterizzate da un primo cluster contenente tutte le regioni del Nord, quelle del Centro, ad eccezione del Lazio, e l'Abruzzo, il Molise e la Sardegna. Il secondo cluster isola le peculiarità del Trentino Alto Adige e della Valle d'Aosta. Infine nella terza classe si trovano oltre il Lazio le rimanenti regioni del Sud. I cluster prodotti dall'elaborazione 4 si differenziano solo per l'isolamento della Valle d'Aosta nella classe 2, con il Trentino Alto Adige che entra nella classe del Nord.

Figura 14



La Figura 15 mostra i cluster risultanti dalle 4 elaborazioni nel caso di taglio al  $\delta k$  massimo. Risalta immediatamente che le elaborazioni 2 e 3 forniscono, una volta effettuata la scelta del numero di gruppi, un'identica classificazione delle regioni italiane.

Inoltre le mappe evidenziano in tutte le classificazioni la peculiarità delle regioni autonome del Trentino Alto Adige e Valle d'Aosta i nessun caso "simili" ad altre regioni italiane.

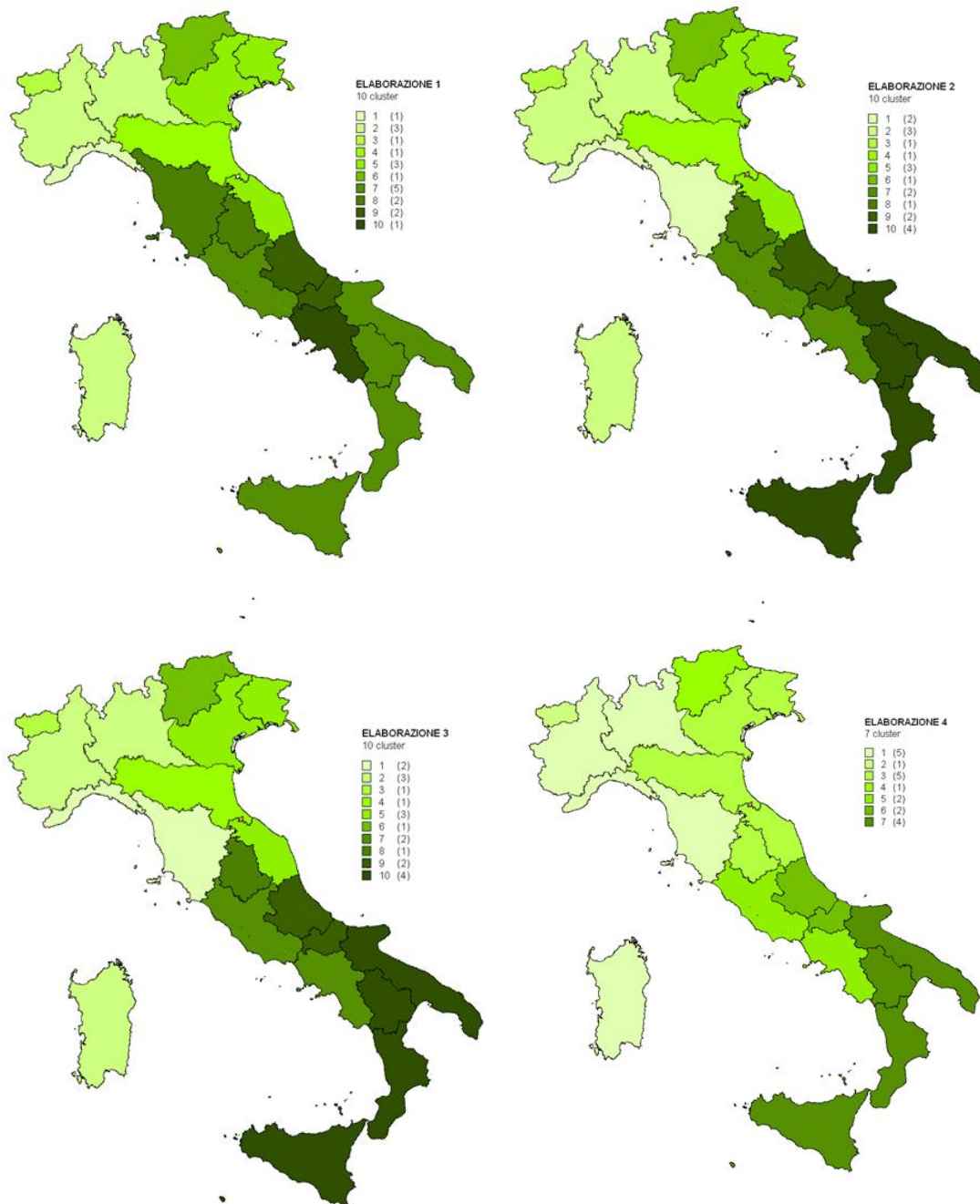
L'elaborazione 1, basata su variabili costruite tutte sulla distribuzione dello stock immobiliare, evidenzia altre regioni singolari: Liguria, Emilia Romagna e Campania. Risultano nello stesso cluster la Lombardia, il Piemonte e la Sardegna; il Friuli Venezia Giulia, il Veneto e le Marche. Toscana e Umbria al Centro e Abruzzo e Molise al Sud sono i cluster con solo due regioni. Nel cluster più numeroso rientrano il Lazio, la Basilicata, la Calabria, la Puglia e la Sicilia.

L'aver introdotto le variabili VAL e PIL (prezzo abitazioni e prodotto interno lordo) evidenzia una diversa classificazione delle regioni, fermo restando la singolarità di cui si è già detto del Trentino e della Valle d'Aosta.

Sono in tal caso Umbria ed Emilia Romagna le regioni "singolari"; la Campania trova una "vicinanza" con il Lazio e la Liguria con la Toscana. Risultano invariati i cluster con Lombardia, Piemonte e Sardegna; Friuli Venezia Giulia, Veneto e Marche; Abruzzo e Molise.

Le regioni Basilicata, Calabria, Puglia e Sicilia restano nello stesso gruppo che però perde il Lazio.  
 L'elaborazione 4 fornisce, come si è detto, un raggruppamento in 7 cluster che, come mostra la mappa in Figura 15 individuano aree territoriali generalmente contigue del nostro paese.

Figura 15



## 5 Conclusioni

Le analisi proposte in questo studio hanno condotto ad evidenziare alcune diversità e similitudini tra le regioni italiane, utilizzando le informazioni relative alla densità degli immobili articolati secondo le principali destinazioni d'uso.

Il patrimonio informativo dell'Agenzia del Territorio, che gestisce, tra l'altro, i dati censuari di oltre 65 milioni di unità immobiliari urbane e l'archivio delle quotazioni immobiliari dell'Osservatorio del Mercato Immobiliare, ha consentito di caratterizzare le regioni italiane con variabili standardizzate costruite a partire dallo stock immobiliare per abitante in ogni regione e sul livello dei prezzi medi delle abitazioni.

Il procedimento di clustering utilizzato ha proposto una serie di risultati non immediatamente riconoscibili. Infatti un aspetto critico di un'elaborazione di clustering è sicuramente quello della scelta del "taglio" del dendrogramma risultante.

Sono stati proposti due metodi di scelta: il primo sulla base dello scree plot delle distanze di fusione dei gruppi il secondo sulla base dell'incremento relativo della distanza di fusione in due stadi di elaborazione successivi.

Il primo metodo ha restituito, nelle 4 elaborazioni proposte, 3 cluster che individuano un'Italia già ampiamente nota nelle sue diversità tra Nord e Sud, ma con un'interessante vicinanza di talune regioni del Centro e del Sud a quelle del Nord, che necessita sicuramente approfondimenti in studi successivi.

Il secondo metodo, meno soggettivo ma forse troppo cautelativo, evidenzia invece cluster meno ampie, dove vi si ritrovano generalmente regioni contigue.

In ogni caso, un'evidenza risalta su tutto: le regioni autonome del Trentino Alto Adige e della Valle d'Aosta hanno caratteristiche peculiari e per questo molto distanti dalle altre.

Si ritiene di aver fornito con questo studio un utile contributo alla comprensione delle dinamiche territoriali, affidando a successivi lavori gli sviluppi necessari per approfondire le ragioni di talune diversità e similarità proposte dai risultati raggiunti.

## 6 Appendice

### Elaborazione 1

CLUSTER PRO TER COM SIS RCU ABI

METHOD WARD

MEASURE=SEUCLID

Stadio	Cluster accorpati		Distanza di fusione	$\bar{D}_k$	Stadio di formazione del cluster		Stadio successivo
	Cluster 1	Cluster 2			Cluster 1	Cluster 2	
1	14	15	,023	,000	0	0	7
2	9	18	,057	,000	0	0	3
3	9	20	,103	,000	2	0	7
4	8	10	,172	,000	0	0	5
5	6	8	,259	,000	0	4	13
6	13	17	,366	,000	0	0	14
7	9	14	,484	,000	3	1	11
8	3	19	,637	,000	0	0	10
9	11	12	,794	,000	0	0	12
<b>10</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>,986</b>	<b>,000</b>	<b>0</b>	<b>8</b>	<b>14</b>
11	9	16	1,199	,000	7	0	18
12	1	11	1,522	,000	0	9	15
13	5	6	1,872	,000	0	5	15
14	2	13	2,332	,000	10	6	16
15	1	5	3,224	,000	12	13	16
16	1	2	4,644	,000	15	14	18
17	4	7	6,138	,000	0	0	19
18	1	9	12,077	,000	16	11	19
19	1	4	54,365	,000	18	17	0

### Elaborazione 2

CLUSTER PRO TER COM SIS RCU ABI VAL

METHOD WARD

MEASURE=SEUCLID

Stadio	Cluster accorpati		Distanza di fusione	$\bar{D}_k$	Stadio di formazione del cluster		Stadio successivo
	Cluster 1	Cluster 2			Cluster 1	Cluster 2	
1	14	15	,024	-,626	0	0	5
2	18	20	,064	-,523	0	0	5
3	8	10	,134	-,444	0	0	4
4	6	8	,241	-,343	0	3	12
5	14	18	,366	-,262	1	2	14
6	13	17	,496	-,236	0	0	13
7	3	19	,649	-,231	0	0	8
8	2	3	,844	-,202	0	7	13
9	9	16	1,057	-,202	0	0	14
<b>10</b>	<b>1</b>	<b>11</b>	<b>1,325</b>	<b>-,193</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>15</b>
11	5	12	1,643	-,217	0	0	12
12	5	6	2,097	-,216	11	4	15
13	2	13	2,676	-,265	8	6	17
14	9	14	3,639	-,225	9	5	18
15	1	5	4,698	-,250	10	12	17
16	4	7	6,262	-,218	0	0	19
17	1	2	8,011	-,429	15	13	18
18	1	9	14,031	-,752	17	14	19
19	1	4	56,663	,000	18	16	0

### Elaborazione 3

CLUSTER PRO TER COM SIS RCU ABI VAL PIL

METHOD WARD

MEASURE=SEUCLID

Stadio	Cluster accorpati		Distanza di fusione	$\bar{\delta}_k$	Stadio di formazione del cluster		Stadio successivo
	Cluster 1	Cluster 2			Cluster 1	Cluster 2	
1	14	15	,026	-,605	0	0	5
2	18	20	,066	-,541	0	0	5
3	8	10	,144	-,428	0	0	4
4	6	8	,252	-,334	0	3	12
5	14	18	,379	-,255	1	2	14
6	13	17	,509	-,252	0	0	13
7	2	3	,680	-,283	0	0	9
8	1	11	,949	-,232	0	0	15
9	2	19	1,235	-,223	7	0	13
<b>10</b>	<b>9</b>	<b>16</b>	<b>1,590</b>	<b>-,183</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>14</b>
11	5	12	1,945	-,190	0	0	12
12	5	6	2,401	-,212	11	4	15
13	2	13	3,046	-,253	9	6	17
14	9	14	4,077	-,206	10	5	18
15	1	5	5,136	-,233	8	12	17
16	4	7	6,700	-,212	0	0	19
17	1	2	8,501	-,426	15	13	18
18	1	9	14,803	-,743	17	14	19
19	1	4	57,662	,000	18	16	0

### Elaborazione 4

CLUSTER PRO TER COM SIS ABI VAL PIL

METHOD WARD

MEASURE=SEUCLID

Stadio	Cluster accorpati		Distanza di fusione	$\bar{\delta}_k$	Stadio di formazione del cluster		Stadio successivo
	Cluster 1	Cluster 2			Cluster 1	Cluster 2	
1	14	15	,026	-,552	0	0	5
2	18	20	,057	-,534	0	0	5
3	6	12	,123	-,353	0	0	11
4	8	10	,191	-,369	0	0	6
5	14	18	,303	-,284	1	2	16
6	5	8	,423	-,235	0	4	11
<b>7</b>	<b>13</b>	<b>17</b>	<b>,553</b>	<b>-,196</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>15</b>
8	2	3	,687	-,231	0	0	9
9	2	19	,894	-,198	8	0	13
10	1	11	1,114	-,201	0	0	13
11	5	6	1,395	-,199	6	3	14
12	9	16	1,742	-,206	0	0	16
13	1	2	2,193	-,242	10	9	15
14	5	7	2,893	-,216	11	0	17
15	1	13	3,691	-,217	13	7	17
16	9	14	4,716	-,223	12	5	19
17	1	5	6,071	-,442	15	14	18
18	1	4	10,889	-,380	17	0	19
19	1	9	17,567	,000	18	16	0

Cluster risultanti dalle elaborazioni

<b>ELAB 1</b>	<b>10 cluster</b>	<b>ELAB 2</b>	<b>10 cluster</b>
Liguria	1	Liguria	1
Lombardia	2	Toscana	1
Piemonte	2	Lombardia	2
Sardegna	2	Piemonte	2
Valle d'Aosta	3	Sardegna	2
Emilia-Romagna	4	Valle d'Aosta	3
Friuli- Venezia Giulia	5	Emilia-Romagna	4
Veneto	5	Friuli- Venezia Giulia	5
Marche	5	Veneto	5
Trentino Alto Adige	6	Marche	5
Lazio	7	Trentino Alto Adige	6
Basilicata	7	Lazio	7
Calabria	7	Campania	7
Puglia	7	Umbria	8
Sicilia	7	Abruzzo	9
Toscana	8	Molise	9
Umbria	8	Basilicata	10
Abruzzo	9	Calabria	10
Molise	9	Puglia	10
Campania	10	Sicilia	10

<b>ELAB 3</b>	<b>10 cluster</b>	<b>ELAB 4</b>	<b>7 cluster</b>
Liguria	1	Liguria	1
Toscana	1	Lombardia	1
Lombardia	2	Piemonte	1
Piemonte	2	Toscana	1
Sardegna	2	Sardegna	1
Valle d'Aosta	3	Valle d'Aosta	2
Emilia-Romagna	4	Emilia-Romagna	3
Friuli- Venezia Giulia	5	Friuli- Venezia Giulia	3
Veneto	5	Veneto	3
Marche	5	Marche	3
Trentino Alto Adige	6	Umbria	3
Lazio	7	Trentino Alto Adige	4
Campania	7	Lazio	5
Umbria	8	Campania	5
Abruzzo	9	Abruzzo	6
Molise	9	Molise	6
Basilicata	10	Basilicata	7
Calabria	10	Calabria	7
Puglia	10	Puglia	7
Sicilia	10	Sicilia	7

Tabella delle macro aggregazioni delle categorie catastali

<b>RESIDENZIALE</b>	
A1	abitazioni di tipo signorile
A2	abitazioni di tipo civile
A3	abitazioni di tipo economico
A4	abitazioni di tipo popolare
A5	abitazioni di tipo ultrapopolare
A6	abitazioni di tipo rurale
A7	abitazioni in villini
A8	abitazioni in ville
A9	castelli, palazzi di eminenti pregi artistici o storici
A11	abitazioni ed alloggi tipici dei luoghi

<b>TERZIARIO</b>	
A10	uffici e studi privati
B4	uffici pubblici
D5	istituti di credito, cambio e assicurazione

<b>COMMERCIALE</b>	
C1	negozi e botteghe
D8	fabbricati costruiti per un'attività commerciale e non modificabili

<b>PRODUTTIVO</b>	
C3	laboratori per arti e mestieri
D1	opifici
D7	fabbricati costruiti per un'attività industriale e non modificabili
D10	fabbricati per funzioni produttive connesse alle attività agricole

<b>SANITA' E ISTRUZIONE</b>	
B2	case di cura e ospedali pubblici
B5	scuole e laboratori scientifici
D4	case di cura e ospedali privati

<b>ATTIVITA' RICREATIVE, TURISTICHE E CULTURALI</b>	
B6	biblioteche, pinacoteche, musei, gallerie, accademie
C4	fabbricati e locali per esercizi sportivi
C5	stabilimenti balneari e di acque curative
D2	alberghi e pensioni
D3	teatri, cinematografi, sale per concerti e spettacoli e simili
D6	fabbricati e locali per esercizi sportivi

## **7 Bibliografia**

Agenzia del Territorio (2009), Manuale della Banca dati dell'Osservatorio del Mercato immobiliare

Agenzia del Territorio (2010), Statistiche catastali 2009

Dipartimento delle Finanze, Agenzia del Territorio (2010), Gli immobili in Italia 2010

Andenberg M. (1973), Cluster analysis for applications, New York Academic Press.

Fabbris L. (1983), Analisi esplorativa di dati multidimensionali, Cleup editore.

Hartigan J.A. (1975), Clustering Algorithms, Wiley.

Johanson S.C.(1967), Hierarchical clustering schemes, Psychometrika.

Kendall M. (1975), Multivariate analysis, Charles Griffin & Company, London.

Morrison D.F. (1976), Multivariate statistical methods, Mc Graw Hill.





*Commenti*  
*e*  
*Riflessioni*



## La misura della volatilità residua del prezzo delle abitazioni: modello teorico ed evidenze empiriche \*

di Mauro Iacobini e Gaetano Lisi

### Sommario

Questo breve articolo propone un semplice metodo per misurare la volatilità residua del prezzo delle abitazioni, cioè quelle differenze di prezzo difficilmente spiegabili con la sola eterogeneità del bene immobile (differenze nelle qualità/quantità delle caratteristiche). La verifica empirica mostra che il modello sviluppato è in grado di spiegare una percentuale maggiore della variabilità del prezzo di vendita e di stimare con maggiore precisione i prezzi delle abitazioni. Inoltre, tale metodo è in alcuni casi in grado di migliorare anche la correttezza statistica del modello.

### Introduzione

L'anomalia empirica conosciuta come 'dispersione del prezzo' è una delle principali caratteristiche dei mercati immobiliari. Con il termine 'dispersione del prezzo' si fa riferimento a quel fenomeno caratterizzato dalla vendita, nello stesso periodo ma a prezzi notevolmente differenti, di due o più abitazioni con caratteristiche molto simili e ubicate nella stessa zona.<sup>1</sup> Di conseguenza, è del tutto evidente che una parte importante (cioè empiricamente non trascurabile) della volatilità del prezzo delle abitazioni non può essere attribuita alla (sola) eterogeneità del bene immobile, quindi alle (sole) differenze nelle qualità/quantità delle caratteristiche abitative.

Tale 'volatilità residua' è sostanzialmente dovuta all'eterogeneità delle parti coinvolte nello scambio; in particolare, al potere di contrattazione, all'asimmetria informativa e ai costi di ricerca sostenuti da compratori e venditori. Quelli delle abitazioni, infatti, sono mercati decentralizzati in cui i prezzi non sono determinati in modo concorrenziale dall'incontro tra la domanda e l'offerta di mercato (Harding *et al.*, 2003a; Harding *et al.*, 2003b; Cotteleer e Gardebroek, 2006); piuttosto, sono i costi di ricerca uniti al potere di contrattazione delle parti a giocare un ruolo cruciale nella determinazione dei prezzi di vendita (Quan and Quigley, 1991; Vukina and Zheng, 2010; Leung and Zhang, 2011).<sup>2</sup>

Al fine di tener conto dell'eterogeneità delle parti, è necessario acquisire informazioni sui proprietari e sugli acquirenti, oltre che sulle unità immobiliari. In sostanza, è necessario incrociare i dati riguardanti gli immobili con quelli degli individui. Tuttavia, il procedimento è complicato dal fatto che le variabili in questione (potere di

---

\* Una precedente versione del lavoro è stata presentata al 41° convegno Ce.S.E.T. (Centro Studi di Estimo e di Economia Territoriale) intitolato "Appraisals: Evolving Proceedings in Global Change", tenuto a Roma il 14-15 novembre, 2011. Una versione successiva, inoltre, è stata pubblicata sulla rivista *Economics Bulletin* (il dettaglio è il seguente: Iacobini, M., and G. Lisi, 2012, "Measuring the house price dispersion in Italy", *Economics Bulletin*, Vol. 32, No 1, pp. 811 – 822).

<sup>1</sup> Per una rassegna sull'argomento, si veda l'influente lavoro di Leung, Leung and Wong (2006).

<sup>2</sup> A conferma di ciò, c'è il crescente uso nell'ambito dei mercati immobiliari dei modelli teorici di *search & matching*, originariamente introdotti come modelli di analisi del mercato del lavoro.

contrattazione e costi di ricerca) possono solo essere stimate o approssimate tramite altre informazioni (dati riguardanti il reddito, sesso, età, istruzione, ecc.).

Lo scopo principale del lavoro è fornire un semplice metodo per misurare quella parte di volatilità del prezzo delle abitazioni che non può essere attribuita all'eterogeneità del bene immobile. Precisamente, l'articolo propone un modello edonico esteso che accanto a situazioni di mercato standard (in cui un'abitazione con maggiori e/o migliori caratteristiche è venduta ad un prezzo più alto), incorpora anche situazioni difficilmente spiegabili con la sola eterogeneità del bene (situazioni, cioè, in cui è possibile che una casa con maggiori e/o migliori caratteristiche sia venduta ad un prezzo più basso e viceversa). Tale modello è testato empiricamente utilizzando dati relativi a due diversi mercati immobiliari (italiano e canadese). In tutti i casi, il modello è in grado di spiegare una percentuale maggiore della variabilità del prezzo di vendita e di stimare con maggiore precisione i prezzi delle abitazioni rispetto a un tradizionale modello edonico. Inoltre, in alcuni casi, il metodo è in grado di migliorare anche la correttezza statistica del modello.

Il resto del lavoro è così organizzato: il prossimo paragrafo illustra l'approccio teorico alla base del metodo presentato; il terzo presenta i dataset utilizzati nell'analisi; infine, il quarto mostra e commenta i principali risultati dell'analisi empirica.

## 1 Il modello teorico

L'idea alla base del lavoro proposto è molto semplice. Il punto di partenza è un modello edonico standard:<sup>3</sup>

$$P = f(C) \quad [1]$$

nella [1], il prezzo dell'abitazione  $P$  è funzione di un insieme di caratteristiche  $C$  (senza perdita di generalità, si considera  $C$  l'insieme di tutte le caratteristiche dell'abitazione, fisiche di destinazione d'uso, intrinseche ed estrinseche).<sup>4</sup> Di conseguenza, reperiti i dati riguardanti i prezzi e le caratteristiche di una serie (possibilmente numerosa) di immobili compravenduti, è possibile stimare il modello [1] ed usare i risultati per valutare altri immobili non ancora compravenduti oppure per avere informazioni sui prezzi marginali delle caratteristiche considerate nell'analisi.

Tuttavia, poiché esiste una volatilità di prezzo residua che non può essere spiegata (soltanto) dalle caratteristiche abitative (immobili con caratteristiche molto simili e ubicati nella stessa zona possono essere venduti, infatti, a prezzi notevolmente differenti), il modello teorico di riferimento del presente lavoro è il seguente:

$$P = f(C, x) \quad [2]$$

dove la variabile  $x$  individua la volatilità di prezzo residua e rappresenta l'incognita del sistema o meglio dell'equazione [2], dal momento che i fattori che influenzano tale variabile sono potenzialmente molteplici (potere di contrattazione, asimmetria informativa, costi di ricerca, ma anche determinanti di tipo comportamentale – psicologico, come gusti, preferenze, motivazioni, ecc.) e dunque il suo valore difficilmente può essere conosciuto/stimato correttamente *ex-ante*. In questo caso, dati i prezzi e le caratteristiche di una serie (possibilmente numerosa) di immobili compravenduti,  $\bar{P}$  e  $\bar{C}$ , si ottiene *ex-post* la stima della volatilità di prezzo residua, come se si risolvesse un sistema di una equazione, la [2], in una incognita, la  $x$ :

$$\bar{P} = f(\bar{C}, x) \Rightarrow \hat{x}$$

se il procedimento utilizzato è corretto, cioè il valore di  $x$  è quello che risolve il modello, allora una volta che tale valore è preso in considerazione e inserito all'interno dell'equazione [2]:

$$P = f(C, \hat{x}) \quad [2']$$

<sup>3</sup> Per una rassegna sui modelli edonici, si veda, ad esempio, Sheppard (1999).

<sup>4</sup> Non tutte le caratteristiche sono desiderate (si pensi all'inquinamento o alla presenza di un vicino di casa rumoroso). Di conseguenza, il segno della relazione tra prezzo e caratteristica non è necessariamente sempre positivo.

il nuovo modello [2] dovrebbe essere in grado di spiegare una quota maggiore della variabilità del prezzo di vendita e di stimare con maggiore precisione i prezzi delle abitazioni rispetto al modello [1]. Si noti che la verifica statistica è scontata ( $x$  è, infatti, ottenuto *ex-post* in conformità a  $\bar{P}$  e  $\bar{C}$ ), nella misura in cui il procedimento utilizzato per determinare  $x$  è corretto, cioè nel caso in cui il valore di  $x$  è quello che, di fatto, risolve l'equazione [2]. Inoltre, nel procedimento utilizzato, non vi sono problemi di endogeneità, poiché la variabile  $x$  è ottenuta *ex-post* (non c'è, in sostanza, un problema di simultaneità).

Nel caso in cui  $x$  fosse determinata *ex-ante*, cioè endogeneamente, allora la procedura si complicava poiché occorreva stimare un modello strutturale composto di due equazioni, la [2] più un'equazione per la variabile  $x$  (tra le possibili determinanti si potevano contemplare anche il prezzo e le caratteristiche; in tal caso, però, fonti aggiuntive d'informazione, cioè variabili esogene, erano necessarie per stimare il modello attraverso, ad esempio, la procedura 'a due stadi' – *two-stage least square*).

Come sarà più chiaro nel prossimo paragrafo, la strategia adottata è molto semplice, dal momento che misura la volatilità di prezzo residua sfruttando unicamente le informazioni riguardanti le unità immobiliari (e non quelle dei soggetti coinvolti nella contrattazione).

## 1.1 Volatilità di prezzo residua

Mentre il modello [2] è assolutamente generale, nel senso che può tener conto anche di potenziali effetti non lineari della variabile  $x$  sul prezzo di vendita, il procedimento adottato in questo lavoro è soltanto uno dei possibili modi di stimare *ex-post* la volatilità di prezzo residua e tiene conto delle differenze nelle qualità/attributi degli immobili, come suggerito da Leung, Leong e Wong (2006).

In particolare, l'intuizione alla base del procedimento utilizzato per misurare la dispersione del prezzo delle abitazioni è molto semplice e chiara dal punto di vista economico. Precisamente, per ogni unità immobiliare si calcola:

- **Il prezzo unitario o prezzo per metro quadro** ( $p_i$ ), al fine di confrontare abitazioni con superfici diverse;
- **Il numero di 'pregi' o 'vantaggi'** ( $a_i$ ). Un pregio o vantaggio si riferisce alla presenza di una caratteristica abitativa 'desiderata' (ad esempio, la presenza dell'ascensore o la localizzazione in un'area di pregio è un vantaggio, *ceteris paribus*).
- Infine, si calcola **la media dei prezzi unitari** ( $p_{mean}$ ) e del **numero di pregi/vantaggi** ( $a_{mean}$ ).

Nei mercati dei beni eterogenei, come quello delle abitazioni, situazioni di mercato standard si realizzano quando un immobile con un numero maggiore (minore) di pregi/vantaggi è venduto a un prezzo più alto (basso). Formalmente, situazioni di mercato standard si realizzano quando  $(a_i - a_{mean}) > 0$  e  $(p_i - p_{mean}) > 0$ , oppure  $(a_i - a_{mean}) < 0$  e  $(p_i - p_{mean}) < 0$ . Altrimenti, quando  $(a_i - a_{mean}) > 0$  e  $(p_i - p_{mean}) < 0$ , oppure  $(a_i - a_{mean}) < 0$  e  $(p_i - p_{mean}) > 0$ , il prezzo di vendita non può evidentemente essere spiegato esclusivamente dalle sue caratteristiche. Pertanto, al fine di tener conto di queste diverse situazioni, si costruiscono tre variabili binarie:

- La prima variabile assume valore 1 quando  $(a_i - a_{mean}) > 0$  e  $(p_i - p_{mean}) < 0$ , ed è perciò chiamata "volatilità di prezzo residua negativa";
- La seconda, assume valore 1 quando  $(a_i - a_{mean}) < 0$  e  $(p_i - p_{mean}) > 0$ , ed è perciò chiamata "volatilità di prezzo residua positiva";
- Infine, l'ultima, identifica le due situazioni di mercato standard e rappresenta la variabile di riferimento, cioè usata per valutare i coefficienti associati alle altre due variabili (ed è, quindi, esclusa dalla stima del modello).

Si noti, infine, che il prezzo unitario e il prezzo unitario medio variano nella stessa direzione del prezzo, cioè se il prezzo di vendita aumenta, anche il prezzo unitario e il prezzo unitario medio aumentano. Di conseguenza, gli effetti derivanti dall'introduzione di ulteriori prezzi di vendita sul procedimento utilizzato sono qualitativamente insignificanti.

## 1.2 Spiegazione economica delle variabili costruite

Da un punto di vista strettamente economico, la volatilità di prezzo residua, così come è stata misurata/stimata, potrebbe essere spiegata dal potere di contrattazione delle parti. Un compratore con un forte potere di contrattazione, infatti, può riuscire a pagare un prezzo più basso rispetto al reale valore della casa (tenendo conto cioè dell'insieme delle caratteristiche possedute dall'abitazione); allo stesso modo, un venditore dotato di un forte potere di contrattazione può imporre un prezzo più alto rispetto al reale valore della casa.

*In aggiunta a questo, il processo di raccolta delle informazioni, anche quando le informazioni sono pubblicamente disponibili, è costoso e richiede del tempo; di conseguenza, compratori e venditori possono entrare nel mercato con una informazione insufficiente o incompleta. Pertanto la volatilità di prezzo residua è anche compatibile con la presenza di incompleta o asimmetrica informazione. Per essere più precisi, se i compratori non sono pienamente informati circa il prezzo più basso disponibile sul mercato, finiranno per pagare una 'tassa' dovuta alla loro non sufficiente e/o completa informazione che aumenterà il prezzo da loro pagato. Allo stesso modo, se i venditori non sono a conoscenza del prezzo più alto esistente sul mercato, finiranno per pagare una 'tassa' dovuta alla loro non sufficiente e/o completa informazione che ridurrà il prezzo da loro incassato (si veda sull'argomento il lavoro di Kumbhakar and Parmeter, 2008).*

## 2 Dataset

I dati utilizzati nell'analisi empirica si riferiscono al mercato immobiliare italiano e canadese. In particolare, tre sono le città considerate nell'analisi: Windsor (Canada), Taranto e Udine (Italia).

Per quanto riguarda il dataset canadese (composto di 542 osservazioni – compravendite), la fonte è il lavoro di Anglin and Gencay (1996), mentre per quanto riguarda le due città italiane, si tratta di dati sulle compravendite raccolte a livello periferico dagli uffici provinciali dell'Agenzia del Territorio.

La scelta di Taranto e Udine (rispettivamente, 88 e 111 osservazioni) non è casuale, ma è dettata dalla necessità di avere il più alto numero di osservazioni a disposizione. Come evidenziato da Leung, Lau and Leong (2002), infatti, tenuto conto della relazione positiva tra volume delle negoziazioni/scambi e prezzo delle abitazioni, al fine di poter correttamente calcolare la dispersione del prezzo è necessario scegliere un mercato "spesso", cioè caratterizzato da un sufficiente numero di contrattazioni. Il mercato italiano non soddisfa, ovviamente, questi requisiti e la spiegazione è molto semplice: la vasta eterogeneità del patrimonio immobiliare. La conferma di ciò deriva dal fatto che ogni città è suddivisa in "zone". Ogni zona rappresenta un comparto omogeneo del mercato immobiliare locale, nel quale si registra una sostanziale uniformità di apprezzamento per condizioni economiche e socio-ambientali. È del tutto evidente che raggiungere per ogni singola zona un numero di osservazioni sufficientemente alte è di fatto impossibile. Ciononostante, si è voluto testare, in via del tutto sperimentale, anche per il mercato immobiliare italiano il metodo sviluppato nel secondo paragrafo.

I dati sulle caratteristiche abitative tipicamente consistono di una variabile continua (la superficie), alcune discrete (numero di bagni, numero di camere da letto, ecc.) e molte variabili categoriali non ordinabili (le cosiddette variabili binarie che assumono valore 1 se la caratteristica è presente e 0 altrimenti) e ordinabili, in cui compare un giudizio qualitativo (come ad esempio, scadente, discreto, buono, ottimo). Il dataset canadese, costituito principalmente da variabili binarie, si presta particolarmente alla procedura di stima della volatilità

residua in precedenza descritta. Infatti, è possibile calcolare il numero di pregi o vantaggi semplicemente sommando i valori associati alle caratteristiche. Ad esempio, il numero di pregi/vantaggi di un'abitazione con 2 bagni, un posto auto e dotata di ascensore è pari a 4. I due dataset italiani, invece, sono caratterizzati prevalentemente da variabili qualitative ordinabili. Assegnando un punteggio numerico a ogni 'giudizio qualitativo' (1 = scadente, 2 = tra scadente e normale, 3 = normale, 4 = tra normale e ottimo, 5 = ottimo), è possibile ripetere un analogo procedimento per calcolare il numero di pregi o vantaggi.<sup>5</sup>

Maggiori dettagli sui dataset utilizzati sono riportati in Appendice. In appendice, si riportano anche alcune statistiche riguardanti il prezzo di vendita.

### 3 Modello empirico

Il modello empirico da stimare è, dunque, il seguente:

$$P_i = f(C_{i,j}, \theta_j) + \gamma \cdot Neg_i + \rho \cdot Pos_i + \varepsilon_i \quad [3]$$

che sarà confrontato con un modello edonico standard del tipo:

$$P_i = f(C_{i,j}, \theta_j) + \varepsilon_i \quad [4]$$

dove  $P_i$  è il prezzo di vendita dell'abitazione  $i$ ;  $C$  è l'insieme delle  $j$  caratteristiche abitative considerate;  $f(C, \theta)$  è la funzione di prezzo edonico standard che cattura la varianza nei prezzi delle abitazioni dovuta alla natura eterogenea del bene immobile;  $Neg$  è la variabile "volatilità di prezzo residua negativa";  $Pos$  è la variabile "volatilità di prezzo residua positiva";  $\theta$ ,  $\gamma$  e  $\rho$  sono i coefficienti del modello (da stimare); infine,  $\varepsilon$  è il termine di errore stocastico (processo *white noise*). Il segno atteso di  $\gamma$  è, ovviamente, negativo.

Per quanto riguarda la forma funzionale della funzione di prezzo edonico, vale a dire  $f(C, \theta)$ , l'approccio adottato in questo lavoro segue sostanzialmente il modello di Anglin e Gencay (1996). In sostanza, le variabili continue (il prezzo di vendita e la superficie) e quelle discrete sono espresse in logaritmo naturale. Occorre sottolineare che il modello di Anglin e Gencay (1996), sebbene relativamente semplice, è un punto di riferimento per analisi e confronti. Addirittura, Haupt, Schnurbus e Tschernig (2010) mostrano che il modello parametrico lineare proposto da Anglin e Gencay (1996) ha un potere di predizione superiore alla specificazione non parametrica proposta da Parmeter, Henderson and Kumbhakar (2007).

#### 3.1 Risultati e conclusioni

La stima delle equazioni [3] e [4] è ottenuta attraverso il metodo dei minimi quadrati (Ordinary Least Squares – OLS).

In generale, due principali risultati sono sempre confermati dall'analisi empirica (per il dettaglio dei risultati, si vedano le tabelle riportate in Appendice):

- le variabili create sono statisticamente significative ed hanno segno atteso (cioè, segno negativo per la variabile "volatilità di prezzo residua negativa" e positivo per la variabile "volatilità di prezzo residua positiva");
- rispetto al modello standard [4], il modello esteso [3] ha un valore dell'R-quadro "corretto" più alto e una più bassa media e deviazione standard dell'errore di predizione (la differenza percentuale in valore assoluto tra prezzo osservato e prezzo stimato).

Inoltre, sebbene la correttezza statistica dei due modelli sia pressoché identica:

Il modello [3] è in grado di "rilevare" la significatività statistica di un numero più alto di variabili/caratteristiche.

---

<sup>5</sup> Sebbene l'attribuzione di punteggi numerici sia un fatto del tutto soggettivo e non esente da limiti, occorre ricordare che i giudizi qualitativi derivano da controlli puntuali e sopralluoghi effettuati da tecnici competenti.



Nello specifico, con riferimento al dataset canadese:

- Per quanto riguarda il test sull'asimmetria e la curtosi (*Skewness/Kurtosis test*), l'ipotesi nulla di distribuzione normale non è rifiutata al livello di confidenza del 5% per il modello standard [4], mentre per il modello esteso [3] la stessa ipotesi non è rifiutata anche per livelli di confidenza più alti (fino al 9%);
- A differenza del modello [4], nel modello [3] le variabili 'numero di bagni' e 'presenza di una sala ricreativa' sono statisticamente significative a qualsiasi livello di confidenza.

Con riferimento ai dataset italiani, per quanto riguarda Taranto:

- Entrambi i modelli superano tutti i principali test statistici, ma il modello esteso, cioè il modello [3], rileva come significative anche le variabili "sicurezza" e "luce e aria";

Per quanto riguarda Udine, invece, si rileva che solo nel modello esteso [3]:

- l'ipotesi nulla di non omissione di variabili rilevanti non è rifiutata al livello di confidenza del 5% (l'importantissimo *Ramsey Regression Equation Specification Error Test*), mentre quello sulla distribuzione normale dei residui (*Skewness/Kurtosis test*) mostra che l'ipotesi nulla di distribuzione normale non è rifiutata a qualsiasi livello di confidenza;
- il modello esteso, cioè il modello [3], rileva come significative ben 4 variabili in più rispetto al modello standard [4].

Concludendo, non solo le variabili create permettono di spiegare una percentuale maggiore della variabilità del prezzo di vendita e stimare con maggiore precisione i prezzi delle abitazioni, ma sembrano contribuire anche al miglioramento statistico del modello, in particolare riescono ad evidenziare la significatività statistica di un numero più alto di variabili/caratteristiche. Quest'ultimo risultato, in particolare, può essere visto come un'importante conferma della bontà del procedimento utilizzato per la misurazione della volatilità residua di prezzo e della correttezza di usare tale misura nel modello edonico standard.

## Bibliografia

- Anglin, Paul M., e Ramazan Gençay (1996), "Semiparametric Estimation of a Hedonic Price Function", *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 633-648.
- Cotteleer, Geerte, e Cornelis Gardebroek (2006), "Bargaining and market power in a GIS-based hedonic pricing model of the agricultural land market", *American Agricultural Economics Association*, 21255 (2006 Annual meeting, July 23-26, Long Beach, CA).
- Harding, John P., John R. Knight, e C. F. Sirmans (2003b), "Estimating Bargaining Effects in Hedonic Models: Evidence from the Housing Market", *Real Estate Economics*, 31(4), 601-622.
- Harding, John P., Stuart S. Rosenthal, e C. F. Sirmans (2003a), "Estimating Bargaining Power in the Market for Existing Homes", *Review of Economics and Statistics*, 85 (1), 178-188.
- Haupt, Harry, Joachim Schnurbus, e Rolf Tschernig (2010). On Nonparametric Estimation of a Hedonic Price Function, *Journal of Applied Econometrics*, 25(5), 894-901.
- Henderson, Daniel J., Subal C. Kumbhakar, e Christopher F. Parmeter (2007), "Nonparametric Estimation of a Hedonic Price Function", *Journal of Applied Econometrics*, 22(3), 695-699.
- Kumbhakar, Subal C., e Christopher F. Parmeter (2008), "Estimation of Hedonic Price Functions with Incomplete Information", *Virginia Tech Working Paper*, 2008-04, January.
- Leung, Charles Ka Yui, e Zhang, Jun (2011). Fire Sales in Housing Market: Is the House-Search Process Similar to a Theme Park Visit?, *International Real Estate Review*, 14(3), 311-329.
- Leung, Charles, Youngman Leong, e Siu Wong (2006), "Housing Price Dispersion: An Empirical Investigation", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 32(3), 357-385.
- Quan, Daniel C., e John M. Quigley (1991), "Price Formation and the Appraisal Function in Real Estate Markets", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 4(2), 127-146.
- Sheppard, Stephen (1999), "Hedonic Analysis of Housing Markets", in *Handbook of Regional and Urban Economics Volume 3: Applied Urban Economics*, edited by Paul Cheshire and Edwin Mills, Amsterdam: North Holland, 1999, Chapter 41, pp 1595 – 1635.
- Vukina, Tomislav e Xiaoyong Zheng (2010), "Search, and Price Dispersion: Evidence from the Live Hogs Market", *Agricultural and Resource Economics Review*, 39(3), 534-546.

## APPENDICE

### TABELLE

#### WINDSOR (CANADA)

##### 1. Statistiche riassuntive

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
price	546	68121.6	26702.67	25000	190000
lotsize	546	5150.266	2168.159	1650	16200
bedrooms	546	2.965201	.7373879	1	6
bathrms	546	1.285714	.5021579	1	4
stories	546	1.807692	.8682025	1	4
driveway	546	.8589744	.3483672	0	1
recroom	546	.1776557	.3825731	0	1
fullbase	546	.3498168	.4773493	0	1
gashw	546	.0457875	.2092157	0	1
airco	546	.3168498	.465675	0	1
garagepl	546	.6923077	.8613066	0	3
prefarea	546	.2344322	.4240319	0	1

#### price

Percentiles		Smallest		
1%	26500	25000		
5%	35000	25000		
10%	40500	25000	Obs	546
25%	49000	25245	Sum of Wgt.	546
50%	62000		Mean	68121.6
		Largest	Std. Dev.	26702.67
75%	82000	174500		
90%	105000	175000	Variance	7.13e+08
95%	120000	175000	Skewness	1.206503
99%	155000	190000	Kurtosis	4.930871

## 2. Stima del modello

### 2.1 Modello standard

Source	SS	df	MS			
Model	50.7734777	11	4.6157707	Number of obs =	542	
Residual	22.0872759	530	.041674106	F( 11, 530) =	110.76	
				Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.6969	
				Adj R-squared =	0.6906	
Total	72.8607536	541	.134677918	Root MSE =	.20414	

ln_price	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_lotsize	.3030148	.0261415	11.59	0.000	.2516613	.3543684
ln_bedrooms	.0829402	.0423711	1.96	0.051	-.0002957	.1661761
ln_bathrms	.2613809	.0301825	8.66	0.000	.2020889	.3206728
ln_stories	.1659226	.0241749	6.86	0.000	.1184322	.213413
driveway	.1038256	.0276098	3.76	0.000	.0495874	.1580637
recroom	.0569133	.0252828	2.25	0.025	.0072465	.10658
fullbase	.0975449	.0210227	4.64	0.000	.0562468	.138843
gashw	.172675	.0426421	4.05	0.000	.0889068	.2564432
airco	.1754013	.020635	8.50	0.000	.1348648	.2159378
garagepl	.0500099	.0112103	4.46	0.000	.0279878	.0720319
prefarea	.1357077	.0221471	6.13	0.000	.0922008	.1792146
_cons	8.014121	.2129615	37.63	0.000	7.595769	8.432473

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln\_price

Ho: model has no omitted variables  
 F(3, 527) = 1.11  
 Prob > F = 0.3425

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
 Variables: fitted values of ln\_price  
 chi2(1) = 0.04  
 Prob > chi2 = 0.8345

Variable	VIF	1/VIF
ln_stories	1.56	0.640588
ln_bedrooms	1.51	0.662174
ln_lotsize	1.40	0.712089
fullbase	1.31	0.764172
ln_bathrms	1.26	0.792557
recroom	1.22	0.818622
garagepl	1.21	0.825846
airco	1.20	0.833538
driveway	1.20	0.836640
prefarea	1.14	0.873734
gashw	1.04	0.961078
Mean VIF	1.28	

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res	542	0.99461	1.951	1.613	0.05338

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
res	542	0.1231	0.3552	3.23	0.1984

## 2.2 Modello esteso

Source	SS	df	MS	Number of obs =	542
Model	56.0953319	13	4.31502553	F( 13, 528) =	135.89
Residual	16.7654218	528	.031752693	Prob > F =	0.0000
Total	72.8607536	541	.134677918	R-squared =	0.7699
				Adj R-squared =	0.7642
				Root MSE =	.17819

ln_price	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln_lotsize	.4392664	.0251347	17.48	0.000	.3898902 .4886426
ln_bedrooms	.1721897	.0376558	4.57	0.000	.0982162 .2461633
ln_bathrms	.2698705	.02639	10.23	0.000	.2180283 .3217127
ln_stories	.1562551	.0211441	7.39	0.000	.1147182 .1977921
driveway	.1069126	.0241015	4.44	0.000	.059566 .1542592
recroom	.0773661	.0221634	3.49	0.001	.0338269 .1209054
fullbase	.1121337	.0184214	6.09	0.000	.0759455 .1483219
gashw	.1547949	.0372473	4.16	0.000	.0816237 .2279661
airco	.1754636	.0180436	9.72	0.000	.1400175 .2109098
garagepl	.0705442	.0099195	7.11	0.000	.0510576 .0900308
prefarea	.159891	.0194659	8.21	0.000	.1216509 .1981311
neg	-.2103235	.0215346	-9.77	0.000	-.2526275 -.1680195
pos	.1886027	.0231455	8.15	0.000	.1431341 .2340713
_cons	6.756817	.2099347	32.19	0.000	6.344407 7.169227

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln\_price

Ho: model has no omitted variables  
 F(3, 525) = 0.34  
 Prob > F = 0.7972

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
 Variables: fitted values of ln\_price

chi2(1) = 1.27  
 Prob > chi2 = 0.2599

Variable	VIF	1/VIF
ln_lotsize	1.70	0.586897
ln_stories	1.57	0.638034
ln_bedrooms	1.57	0.638796
neg	1.41	0.708016
fullbase	1.32	0.758297
ln_bathrms	1.27	0.789909
pos	1.25	0.796815
garagepl	1.24	0.803647
recroom	1.23	0.811663
airco	1.20	0.830618
driveway	1.20	0.836550
prefarea	1.16	0.861745
gashw	1.04	0.959751
Mean VIF	1.32	

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res_2	542	0.99518	1.745	1.343	0.08971

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
res_2	542	0.2491	0.2081	2.92	0.2327

### 3. Errore di predizione

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
pe_standard	542	.1650264	.1462958	.0000601	.8269243
pe_esteso	542	.1415149	.1237820	.0004868	.7190421

## TARANTO

### 1. Statistiche riassuntive

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sup	88	94.70455	25.85244	52	164
stato_edif~o	88	3.068182	.4233271	2	4
stato_uiu	88	3.25	.6477193	1	5
qualit_dis~a	88	2.806818	1.248981	1	5
sicurezza	88	2.522727	.8706884	1	4
luce_aria	88	3.034091	.6686556	1	4
localizzaz~e	88	3.204545	.5286959	2	5
qualit_aff~o	88	3.079545	.3781866	2	4
tipologia	88	2.988636	.2394591	1	4
bagni	88	1.102273	.3047431	1	2
ascensore	88	1.909091	.2891272	1	2
nuova_cost~e	88	1	0	1	1
prezzo	88	146008	43960.05	75000	280000

#### prezzo

Percentiles		Smallest		
1%	75000	75000		
5%	85000	80000		
10%	98000	80000	Obs	88
25%	111500	80000	Sum of Wgt.	88
50%	136500		Mean	146008
		Largest	Std. Dev.	43960.05
75%	172500	230000		
90%	215000	230000	Variance	1.93e+09
95%	225000	245000	Skewness	.6907868
99%	280000	280000	Kurtosis	2.873657

## 2. Stima del modello

### 2.1 Modello standard

Source	SS	df	MS			
Model	7.04297621	7	1.00613946	Number of obs =	88	
Residual	.51992544	80	.006499068	F( 7, 80) =	154.81	
				Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.9313	
				Adj R-squared =	0.9252	
Total	7.56290165	87	.086929904	Root MSE =	.08062	

ln_prezzo	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_sup	.933352	.0346133	26.97	0.000	.8644694	1.002235
qualit_aff~o	.052792	.02451	2.15	0.034	.0040156	.1015684
stato_edif~o	.0672643	.021658	3.11	0.003	.0241635	.110365
stato_uiu	.0671179	.0139184	4.82	0.000	.0394195	.0948163
qualit_dis~a	.0178353	.0076944	2.32	0.023	.002523	.0331475
ascensore	.1131348	.0320177	3.53	0.001	.0494175	.1768521
localizzaz~e	.0970468	.0167679	5.79	0.000	.0636777	.130416
_cons	6.470091	.1870176	34.60	0.000	6.097914	6.842268

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
 Variables: fitted values of ln\_prezzo  
 chi2(1) = 2.07  
 Prob > chi2 = 0.1503

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln\_prezzo

Ho: model has no omitted variables  
 F(3, 77) = 1.46  
 Prob > F = 0.2310

Variable	VIF	1/VIF
qualit_dis~a	1.24	0.808863
ln_sup	1.16	0.862020
qualit_aff~o	1.15	0.869429
ascensore	1.15	0.871712
stato_edif~o	1.13	0.888677
stato_uiu	1.09	0.919141
localizzaz~e	1.05	0.950526
Mean VIF	1.14	

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
res	88	0.8898	0.3427	0.94	0.6249

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res	88	0.99186	0.604	-1.110	0.86657

## 2.2 Modello esteso

Source	SS	df	MS	Number of obs = 88		
Model	7.32824055	11	.666203686	F( 11, 76)	=	215.76
Residual	.234661102	76	.003087646	Prob > F	=	0.0000
-----				R-squared	=	0.9690
-----				Adj R-squared	=	0.9645
Total	7.56290165	87	.086929904	Root MSE	=	.05557
-----						
ln_prezzo	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_sup	.9277245	.0242601	38.24	0.000	.8794064	.9760426
neg	-.1100266	.0162378	-6.78	0.000	-.1423669	-.0776863
stato_edif~o	.0533489	.0154777	3.45	0.001	.0225223	.0841754
stato_uiu	.0671836	.009987	6.73	0.000	.0472928	.0870744
qualit_dis~a	.0367143	.0058096	6.32	0.000	.0251435	.0482851
sicurezza	.0280303	.0078836	3.56	0.001	.0123287	.0437319
luce_aria	.0181392	.0103863	1.75	0.085	-.0025469	.0388254
localizzaz~e	.0875234	.0116895	7.49	0.000	.0642418	.110805
qualit_aff~o	.0343181	.0179034	1.92	0.059	-.0013395	.0699758
pos	.1132627	.0192237	5.89	0.000	.0749754	.1515499
ascensore	.0917292	.0227704	4.03	0.000	.0463781	.1370803
_cons	6.494576	.1294279	50.18	0.000	6.236798	6.752354

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of ln\_prezzo

chi2(1) = 0.11

Prob > chi2 = 0.7354

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln\_prezzo

Ho: model has no omitted variables

F(3, 73) = 1.62

Prob > F = 0.1929

Variable	VIF	1/VIF
qualit_dis~a	1.48	0.674076
luce_aria	1.36	0.735834
sicurezza	1.33	0.753233
qualit_aff~o	1.29	0.774152
pos	1.24	0.806200
neg	1.22	0.817876
ascensore	1.22	0.818824
stato_edif~o	1.21	0.826688
ln_sup	1.20	0.833672
stato_uiu	1.18	0.848135
localizzaz~e	1.08	0.929193
-----		
Mean VIF	1.26	

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj joint chi2(2)	Prob>chi2
res_ex	88	0.9130	0.2527	1.35	0.5080

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res_ex	88	0.98277	1.279	0.543	0.29369



### 3. Errore di predizione

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
pe_standard	88	.0636303	.0445688	.0009465	.1963179
pe_esteo	88	.0426335	.0297950	.0017108	.1153837

## UDINE

### 1. Statistiche riassuntive

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
sup	111	98.54955	38.63577	25	220
statoedifizio	111	3.063063	.9369125	2	5
statouiu	111	3.432432	1.049863	1	5
qualitdist~a	111	3.045045	.5458503	2	5
orientamento	111	3.171171	1.374269	1	5
affacci	111	2.126126	.7149967	1	4
tipologia	111	2.873874	.3841666	1	3
bagni	111	1.432432	.5156042	1	3
ascensore	111	1.612613	.4893627	1	2
nuovacostr~e	111	1.18018	.3860805	1	2
prezzo	111	139060.5	61754.28	32000	510000

prezzo					
Percentiles		Smallest			
1%	35000	32000			
5%	66559.32	35000			
10%	81126.76	52000	Obs	111	
25%	97008.41	55000	Sum of Wgt.	111	
50%	135500		Mean	139060.5	
			Std. Dev.	61754.28	
75%	164307.7	263464.1			
90%	205920	277916.7	Variance	3.81e+09	
95%	238979.1	304000	Skewness	2.256642	
99%	304000	510000	Kurtosis	13.51786	

## 2. Stima del modello

### 2.1 Modello standard

Source	SS	df	MS			
Model	16.8403911	3	5.6134637	Number of obs =	111	
Residual	2.22295137	107	.020775246	F( 3, 107) =	270.20	
				Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.8834	
				Adj R-squared =	0.8801	
Total	19.0633425	110	.173303113	Root MSE =	.14414	

ln_prezzo	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_sup	.9818773	.0346201	28.36	0.000	.913247	1.050508
statoedifi~o	.1659717	.0163731	10.14	0.000	.1335139	.1984295
nuovacostr~e	.0967231	.037982	2.55	0.012	.0214282	.1720179
_cons	6.708596	.181864	36.89	0.000	6.348071	7.06912

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
 Variables: fitted values of ln\_prezzo  
 chi2(1) = 5.29  
 Prob > chi2 = 0.0214

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln\_prezzo

Ho: model has no omitted variables  
 F(3, 104) = 2.72  
 Prob > F = 0.0482

Variable	VIF	1/VIF
statoedifi~o	1.25	0.802586
nuovacostr~e	1.14	0.878300
ln_sup	1.13	0.887454
Mean VIF	1.17	

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
res	111	0.0534	0.2591	4.98	0.0828

Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res	111	0.98320	1.514	0.925	0.17750

## 2.2 Modello esteso

Source	SS	df	MS	Number of obs = 111		
Model	17.5523201	9	1.95025779	F( 9, 101)	=	130.36
Residual	1.51102241	101	.014960618	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9207
				Adj R-squared	=	0.9137
Total	19.0633425	110	.173303113	Root MSE	=	.12231

ln_prezzo	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_sup	1.003797	.0321584	31.21	0.000	.9400029	1.06759
statoedifi~o	.1374165	.0153172	8.97	0.000	.1070314	.1678017
statouiu	.0249059	.0134693	1.85	0.067	-.0018136	.0516255
qualitdist~a	.041404	.0249065	1.66	0.100	-.0080037	.0908117
orientamento	.033665	.0100989	3.33	0.001	.0136315	.0536984
neg	-.203342	.0336677	-6.04	0.000	-.2701297	-.1365543
tipologia	.1017534	.0338373	3.01	0.003	.0346293	.1688776
bagni	.0595695	.0237052	2.51	0.014	.0125448	.1065943
pos	.1445289	.0400735	3.61	0.000	.0650339	.2240238
_cons	6.153868	.2002981	30.72	0.000	5.75653	6.551206

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity  
 Ho: Constant variance  
 Variables: fitted values of ln\_prezzo  
 chi2(1) = 10.43  
 Prob > chi2 = 0.0012

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln\_prezzo  
 Ho: model has no omitted variables  
 F(3, 98) = 2.31  
 Prob > F = 0.0812

Variable	VIF	1/VIF
neg	1.69	0.590736
statoedifi~o	1.51	0.660392
statouiu	1.47	0.680142
orientamento	1.42	0.706102
qualitdist~a	1.36	0.735844
ln_sup	1.35	0.740655
pos	1.31	0.761481
tipologia	1.24	0.804871
bagni	1.10	0.910409
Mean VIF	1.38	

### Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
res2	111	0.3874	0.3944	1.50	0.4716

### Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res2	111	0.99123	0.790	-0.526	0.70047

### 3. Errore di predizione

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
pe_standard	111	.1112181	.0892256	.0030567	.3935797
pe_esteso	111	.0923644	.0786327	.0007585	.4115469



## Locazioni, rendimenti e tassazione: alcuni dati

*di Gianni Guerrieri*

### 1. Introduzione

L'Osservatorio del mercato immobiliare dell'Agenzia del Territorio (OMI-AdT) dispone, come è noto, di una banca dati delle quotazioni, riferite ai valori patrimoniali e ai canoni di locazione, relativamente alle singole zone in cui è suddiviso ciascun comune per talune tipologie immobiliari (quelle prevalenti). Tali quotazioni indicano una forchetta di minimo e massimo e sono espresse, con riferimento ai valori patrimoniali, a prezzi di mercato per unità di superficie, e con riferimento ai canoni di locazione mensile anch'essi per unità di superficie limitatamente ai nuovi contratti di locazione.

Quest'ultima informazione, tuttavia, soffre, ancora, di alcuni limiti di significatività sia per la modesta ampiezza dei campioni esaminati (non più di 15 mila osservazioni dirette), sia perché non si dispone dei dati relativi all'universo dei nuovi contratti di affitto registrati, sia, infine, a causa dei limiti delle informazioni desumibili dalla modulistica per la registrazione dei contratti di affitto ai fini di una trattazione statistica delle informazioni medesime. Inoltre, sono comunque esclusi dal patrimonio informativo del Registro i contratti di affitto relativi ad una unità immobiliare di durata inferiore a 30 giorni l'anno (in quanto non vi è obbligo di registrazione).

Pertanto le quotazioni sui canoni di locazione mensile espressi in euro/mq, assumono una loro utilità per un orientamento di massima sui livelli dei nuovi canoni nei diversi territori, ma su tali informazioni si è evitato finora di predisporre analisi aggregate e di tendenza di carattere ufficiale.

Pur nella consapevolezza dei limiti sopra indicati, si è ritenuto comunque utile, a fini di studio e di analisi, sviluppare alcune elaborazioni, avendo ormai a disposizione, sui nuovi canoni di locazione, un patrimonio informativo di qualche rilievo e soprattutto una serie storica costituita da sedici semestri. E' peraltro evidente la dovuta cautela con cui si debbono assumere i risultati delle elaborazioni e le conseguenti considerazioni che verranno proposte, che non hanno alcuna pretesa di definitività esistendo margini significativi per possibili miglioramenti e future correzioni.

Il presente lavoro si articola in tre parti. Nella prima sono presentate le elaborazioni sugli andamenti dei nuovi canoni di locazione. Nella seconda parte si pone a confronto l'indice ISTAT sui canoni di locazione con quello analizzato nella prima parte. Infine, la terza parte sarà dedicata ad un'analisi dei tassi di rendimento e del loro andamento.

### 1. Le nuove locazioni: livelli, ampiezza del mercato degli affitti e andamento dei canoni

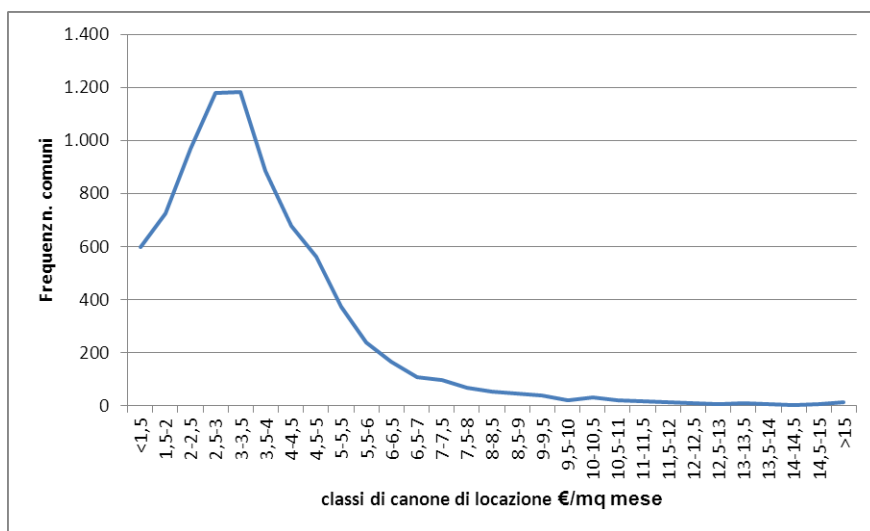
Le quotazioni OMI indicano per ciascuna zona e per tipologia immobiliare in essa prevalente un intervallo minimo-massimo, espresso in euro/mq mese, relativamente ai nuovi canoni di locazione registrati. Le quotazioni si basano sia su osservazioni campionarie dirette per i comuni più dinamici, sia su elaborazioni indirette basate sull'insieme delle informazioni disponibili (tassi di crescita dei valori immobiliari, tassi di rendimento di comuni e/o zone similari e contigue, osservazioni dirette ove possibile, ecc.) per i restanti comuni.

Limitando l'analisi al solo segmento residenziale, sono stati calcolati i valori centrali di ciascun intervallo di zona (se in una zona sono valorizzate più tipologie residenziali si è assunta la media aritmetica dei valori

centrali delle diverse tipologie). Si è operata poi la media aritmetica dei valori centrali ottenendo il canone di locazione medio comunale in euro/mq mese. L'indice nazionale dei canoni di locazione per il segmento residenziale è stato calcolato pesando ciascun canone medio comunale per la frazione di *stock* abitativo che si stima destinato all'affitto<sup>6</sup>.

I livelli dei nuovi canoni di locazione in euro/mq mese si distribuiscono come rappresentato dal Grafico 1:

**Grafico 1: Frequenza di comuni per classe di canone di locazione mese per unità di superficie – 2<sup>a</sup> semestre 2011**



Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio

La massima frequenza (oltre il 52% dei Comuni) si registra per le classi che vanno da 2 a 4 euro/mq mese. Mentre la media (ponderata) nazionale è pari a 6,17 euro/mq mese, indicando una asimmetria positiva piuttosto pronunciata. Questo dipende dalla netta differenza del canone di locazione medio comunale relativo ai nuovi contratti che si registra nei piccoli comuni rispetto a quelli più grandi, come mostra il Grafico 2:

**Grafico 2: Canoni di locazione euro/mq mese per classe demografica del comune – 2<sup>a</sup> semestre 2011**

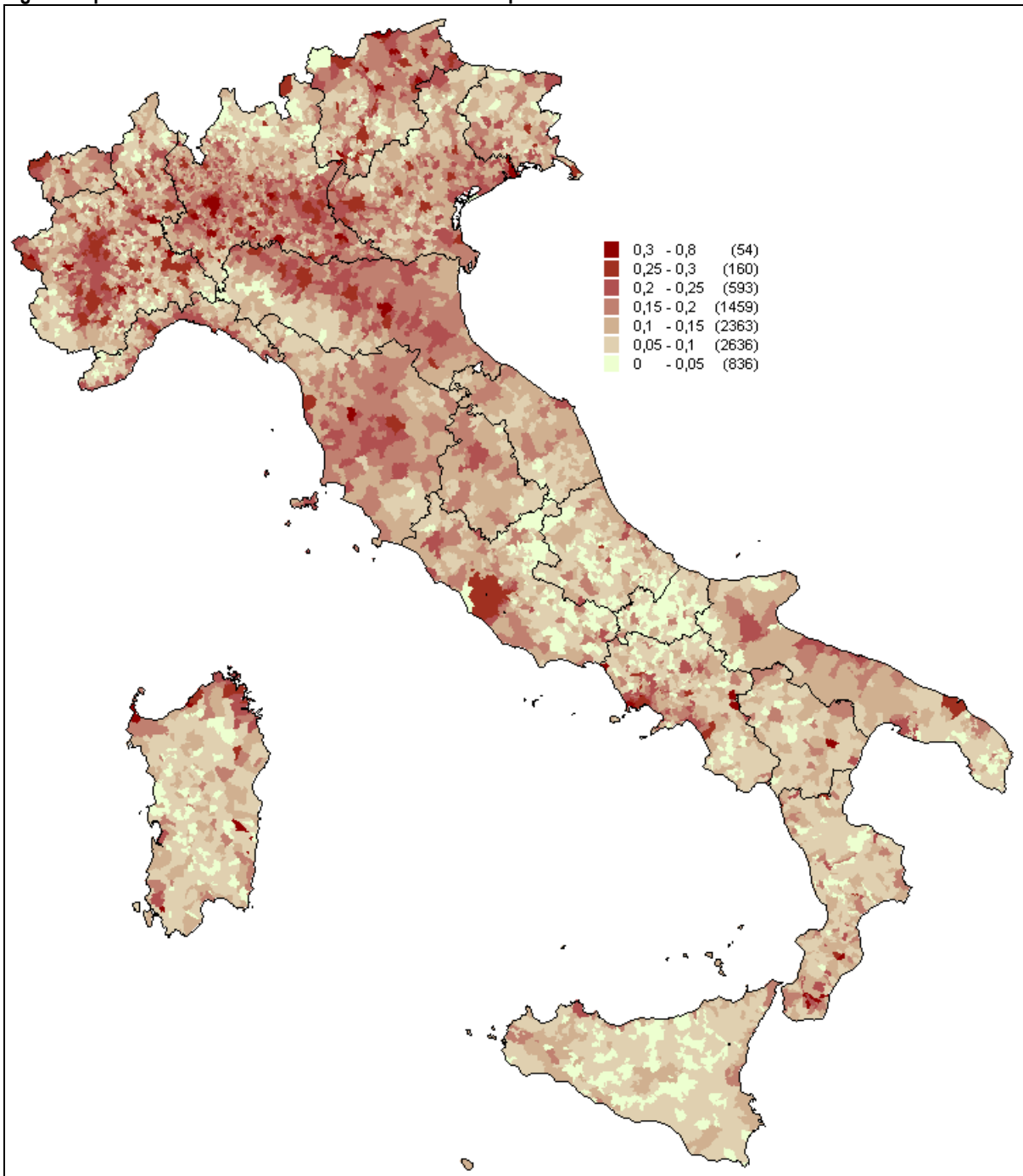


<sup>6</sup> Questa informazione è tratta da Agenzia del Territorio – Dipartimento delle Finanze “*Gli immobili in Italia 2010*” in <http://www.agenziaterritorio.gov.it/?id=7660>. Si tratta di una stima composta da due elementi: a) dalla elaborazione del numero di abitazioni locatate di proprietà delle persone fisiche, sulla base di quanto indicato nelle dichiarazioni dei redditi, b) dalla ipotesi semplificatrice che le abitazioni di proprietà di enti, società, fondazioni (ovvero tutti i soggetti diversi dalle persone fisiche) siano tutte locatate.

Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio

Sulla base dei dati di "Gli immobili in Italia 2010", sopra citato, si è stimato, come si è detto, la quota dello stock abitativo locato (vedi precedente nota 1). La figura 1 mostra come varia, per il segmento residenziale, l'ampiezza del mercato delle locazioni in ciascun comune relativamente allo stock. L'incidenza media nazionale delle abitazioni locate sul totale del relativo stock è pari a circa l'8% per le abitazioni di proprietà di persone fisiche e al 9% di proprietà di società, enti, fondazioni, insomma il complesso delle "persone non fisiche" (PNF) nell'ipotesi semplificatrice che tutte le abitazioni di proprietà siano locate. Ammettendo tale ipotesi, si può stimare in circa il 17% del totale, l'ammontare della quota dello stock complessivo di abitazioni destinate alla locazione.

Figura 1: quota abitazioni locate su totale stock abitativo per comune - anno 2008





Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio

Come mostrato dalla figura 1 sono soprattutto il Sud e le Isole ad avere una dimensione quantitativa del mercato delle locazioni inferiore alla media. Il mercato delle locazioni è quindi un mercato nazionale di dimensioni ridotte, prevalente nei centri urbani e nelle aree urbanizzate della Lombardia e del Piemonte. Questo quel che risulta sulla base di quanto dichiarato al fisco dai proprietari in sede di dichiarazione dei redditi e dell'ipotesi.

La tabella 1 riporta l'incidenza media per regione delle abitazioni locate sul totale dello stock abitativo.

Tabella 1: quota abitazioni locate per Regione

Regioni	quota locate
Molise	8,6%
Basilicata	11,2%
Sicilia	11,6%
Calabria	11,6%
Abruzzo	11,7%
Sardegna	13,2%
Puglia	13,8%
Marche	13,8%
Umbria	15,2%
Toscana	17,3%
Campania	18,0%
Veneto	18,1%
Friuli- Venezia Giulia	18,2%
Valle d'Aosta	18,8%
Lazio	19,4%
Liguria	19,5%
Emilia-Romagna	19,9%
Trentino-Alto Adige	20,0%
Lombardia	21,3%
Piemonte	21,5%
<b>ITALIA</b>	<b>17,5%</b>

Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio

Dal punto di vista dinamico, l'andamento medio nazionale dei nuovi contratti di locazione ha mostrato tra il 1° semestre 2004 ed il 2° semestre 2011, una curva crescente fino al 1° semestre 2008, dopodiché, con l'insorgere della crisi economica - finanziaria, è iniziata una lenta discesa (vedi grafico 3).

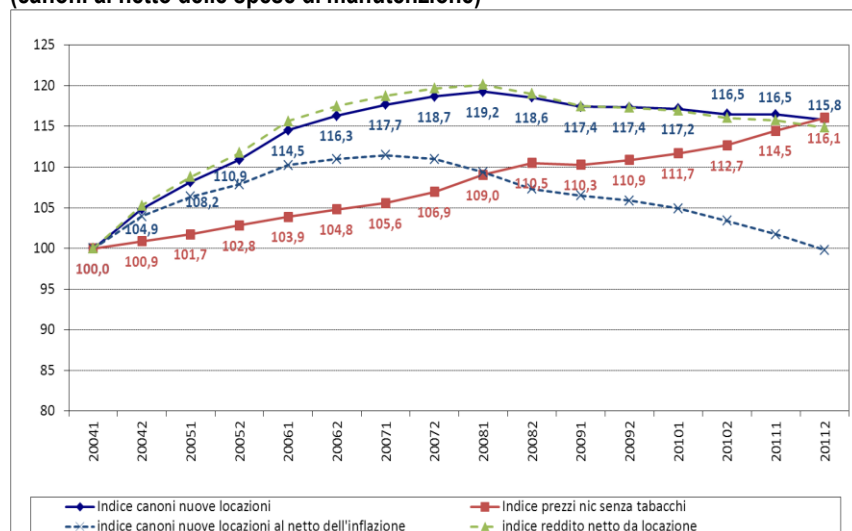
Il periodo osservato (1° semestre 2004 – 2° semestre 2011) mostra con evidenza due sotto-periodi: il primo va dal 1° semestre 2004 al 1° semestre 2008 ed è caratterizzato da una crescita dei livelli medi dei canoni di locazione per i nuovi contratti pari complessivamente a +19,2%; il secondo periodo (2° semestre 2008 – 2° semestre 2011) mostra invece una lieve flessione, pari al -2,9% per l'intero sotto-periodo. Ciò dipende dalla probabile necessità di adeguamento dell'offerta alle condizioni della domanda effettiva che, per via della riduzione del reddito disponibile delle famiglie correlata alla crisi iniziata nel 2008, si è contratta rispetto a quella espressa con i canoni di locazione pre-crisi. Si consideri che il reddito disponibile delle famiglie,

relativamente allo stesso sotto-periodo considerato, è lievemente aumentato, sulla base dei dati ISTAT<sup>7</sup>, in termini nominali (+1,22%), ma si è ridotto di oltre il 3% in termini di potere d'acquisto.

La riduzione dei nuovi canoni di locazione ha subito comunque una riduzione in termini reali.

Nel grafico 3 è riportata anche la serie storica dell'indice dei prezzi al consumo (al netto dei tabacchi) per l'intera collettività nazionale (NIC) e l'andamento dei canoni di locazione deflazionati. Si può osservare che in termini reali i nuovi canoni di locazione hanno avuto un andamento negativo a partire dal secondo semestre 2007, dopo un forte incremento nel periodo precedente. In altre parole, nell'ultimo semestre 2011 i canoni, in termini reali, sono ritornati allo stesso livello dell'inizio 2004.

**Grafico 3. N. indici: nuovi canoni locazione nominali e reali, prezzi (NIC) redditi netti (canoni al netto delle spese di manutenzione)**



Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio e ISTAT

I canoni rappresentano il reddito al lordo delle spese per la manutenzione e la gestione dell'immobile che ricadono a carico del proprietario, nonché delle diverse imposte e tasse che gravano sull'immobile. Pertanto al fine di comprendere quale possa essere il reddito netto medio e conseguentemente il suo andamento, si deve anzitutto depurare il canone lordo dalle spese anzidette.

Utilizzando i dati ISTAT, tratti dall'indagine sui "Consumi delle famiglie"<sup>8</sup>, si può stimare l'incidenza al 2004 di tali spese (solo per quelle di manutenzione straordinaria ed ordinaria) sugli affitti. Applicando poi tale incidenza all'importo del canone medio nazionale dei nuovi contratti si determina l'ammontare medio, in valore assoluto, delle spese di manutenzione. Tale ammontare va incrementato per ciascun semestre del tasso di variazione dei prezzi al consumo relativo alle voci della manutenzione delle abitazioni. Detraendo dal canone lordo medio di ciascun semestre l'importo delle spese media così determinato, si ottiene il vettore dei redditi netti (al lordo di imposte e tasse).

Per quel che riguarda l'incidenza di imposte e tasse, invece, la questione è più complicata perché dipende da numerose variabili e non è possibile, sulla base delle informazioni disponibili, calcolarla. Tuttavia, constatando che la struttura impositiva tra il 2004 ed il 2011 non è mutata, se non per l'introduzione, nel 2011, della tassazione sostitutiva dei redditi da locazione (cosiddetta *cedolare-secca*), e è assai probabile che, almeno fino al 2011<sup>9</sup>, non abbia influito sulle variazioni del numero indice del reddito netto. Se questa ipotesi è accettabile, allora possiamo limitarci a calcolare quest'ultimo depurando dal canone di locazione medio soltanto le spese di manutenzione sulla base del metodo sopra descritto. La questione del ruolo della

<sup>7</sup> Serie storiche da ISTAT: "Reddito e risparmio delle famiglie e profitti delle società" in <http://www.istat.it/archivio/66276>.

<sup>8</sup> Istat, *I consumi delle famiglie*, vari anni.

<sup>9</sup> Per il 2011 il segno dell'incidenza della tassazione sul reddito lordo dovrebbe essere negativo, ovvero l'incidenza della tassazione dovrebbe essere diminuita per via della "cedolare secca".

tassazione sarà ripresa successivamente per ragionare, sulla base di alcuni casi tipo, sul rendimento lordo e netto derivante da un investimento in abitazioni.

Sempre dal grafico 3 risulta che il reddito nominale netto sui nuovi contratti da locazione cresce in misura maggiore del canone lordo, fino primo semestre 2009; successivamente i due numeri indici si appaiano, per poi mostrare nel 2011 una caduta del numero indice del reddito netto rispetto al canone lordo, segno che l'incidenza delle spese di manutenzione (anche per via dell'incremento dei prezzi registrato) è aumentata<sup>10</sup>.

## 2. Indice ISTAT dei canoni medi a confronto con l'indice sui nuovi canoni

Come è noto l'ISTAT elabora il numero indice sugli affitti sulla base delle rilevazioni su 20 capoluoghi di regione e 65 capoluoghi di provincia, coinvolti nel paniere relativo ai beni di consumo, effettuate su un *panel* di circa 8.400 appartamenti rappresentativi dei mercati locali delle locazioni<sup>11</sup>, inclusi quelli di proprietà di enti pubblici che possono avere canoni più bassi rispetto a quelli di libero mercato. Oggetto della rilevazione è l'affitto vero e proprio al quale viene sommato l'importo delle spese di registrazione del contratto (imposta di registro), calcolato nella misura dell'1% del canone annuo, ipotizzando la modalità di versamento annuale e la suddivisione del pagamento spettante al locatore e al conduttore in parti uguali<sup>12</sup>. Contestualmente al canone, vengono rilevate anche le spese accessorie quali: spese condominiali per portierato, giardinaggio, pulizia, riscaldamento ed illuminazione scale, manutenzione degli ascensori e dei collettori di rifiuti per gravità. Non vengono conteggiate tra le spese accessorie le spese per il riscaldamento centralizzato, la fornitura di acqua potabile, l'assicurazione sull'immobile, le riparazioni e manutenzioni non ordinarie degli immobili o gli interessi dovuti per qualsiasi motivo, in quanto considerate in altri raggruppamenti della classificazione COICOP o estranee al campo di osservazione degli indici dei prezzi al consumo.

Va inoltre considerato che i contratti di locazione abitativa sono indicizzati. La normativa vigente, peraltro, segmenta le modalità di indicizzazione a secondo se tali contratti siano stati stipulati *prima* o *dopo* il 30 dicembre 1998. Se stipulati *prima*, l'indicizzazione annuale non può essere superiore al 75% dell'indice ISTAT FOI al netto dei tabacchi. Se stipulati *dopo* la predetta data, i contratti di locazione possono contenere la clausola di adeguamento libera anche al 100% dell'indice ISTAT FOI al netto dei tabacchi; in mancanza di una clausola espressa il riferimento è l'indicizzazione al 75%.

Pertanto, l'indice ISTAT sugli affitti, da un lato, coglie un ammontare di spesa non limitato strettamente all'affitto (spese registrazione contratto e alcune spese accessorie), dall'altro registra le variazioni annuali dovute all'indicizzazione dei contratti, oltre che, per una frazione non conosciuta, alla stipula di nuovi contratti.

Il grafico 4 riporta l'andamento dell'indice degli affitti ISTAT, lo stesso indice depurato dall'inflazione e l'indice dei prezzi al consumo NIC (al netto dei tabacchi).

Si può osservare che il reddito da locazione è cresciuto in termini nominali in linea con l'inflazione fino al secondo semestre del 2008, per poi aumentare un po' più dell'inflazione nel periodo successivo.

Se mettiamo a confronto l'indice ISTAT con quello desunto dai dati OMI e relativo ai nuovi contratti (Grafico 5), l'incremento dell'indice dei canoni medi di locazioni ISTAT (che racchiudono per una frazione anche i nuovi canoni di locazione) hanno visto una crescita nettamente al di sotto dei nuovi canoni fino al 1° semestre del 2008. Da quel momento in poi l'indice relativo a quest'ultimi è iniziato a diminuire, mentre i canoni medi rilevati dall'ISTAT hanno continuato a salire fino al punto da superare, come andamento complessivo dell'intero periodo, la crescita percentuale registrata per i nuovi canoni. Dato il ritardo temporale con cui i nuovi canoni influenzano l'indice dei canoni medi ISTAT, si potrebbe ipotizzare che la crescita dei nuovi canoni avvenuta tra

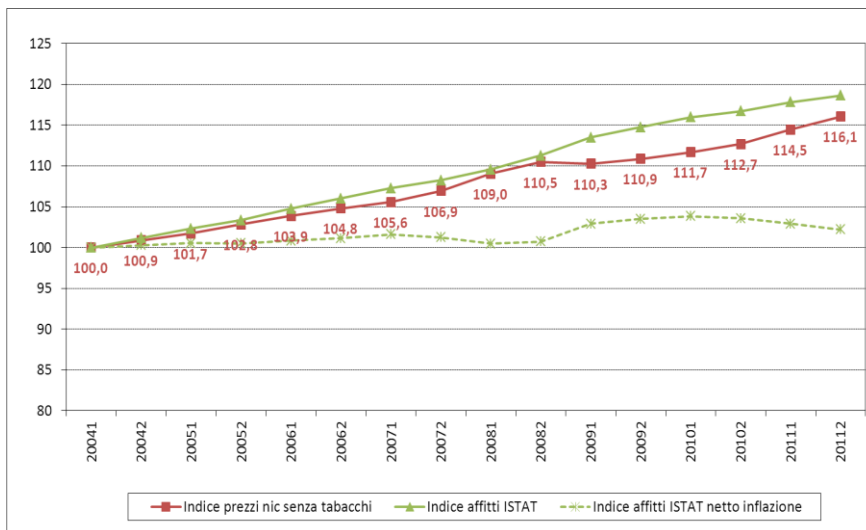
<sup>10</sup> Sulle spese di manutenzione il conteggio è incompleto perché non si tiene conto della riduzione permessa dalle agevolazioni fiscali in diversi anni. Peraltro, l'incidenza macro del loro effetto riduttivo sulle spese di manutenzione è alquanto complesso da calcolare.

<sup>11</sup> ISTAT *Come si rilevano i prezzi al consumo*, anno 2011

<sup>12</sup> Ovviamente dal periodo di imposta 2011, tale imposta, per coloro che optano per la cosiddetta cedolare secca, non è più operante.

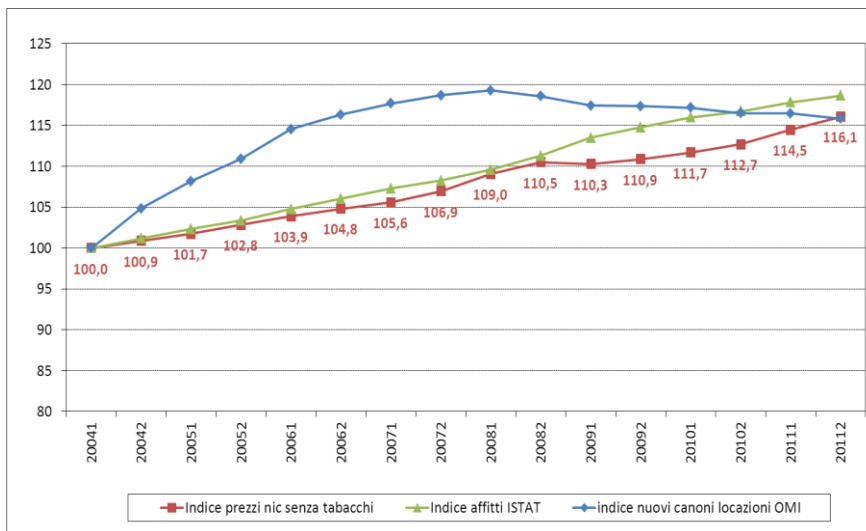
il primo semestre 2004 e il primo semestre 2008, al di sopra del tasso di inflazione, ha avuto il suo effetto più intenso sull'indice misurato dall'ISTAT tra il primo semestre 2009 ed il primo semestre 2011, allorché quest'ultimo indice mostra uno scostamento positivo significativo rispetto all'inflazione. Se così fosse, si dovrebbe presumere un ritorno sul sentiero dell'inflazione dell'indice dei canoni di locazione medi dell'ISTAT nei prossimi anni, se non addirittura un posizionamento al di sotto di tale sentiero.

**Grafico 4: Indice affitti ISTAT al lordo e al netto dell'inflazione**



Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio e ISTAT

**Grafico 5: Numero indici nuovi canoni, canoni medi ISTAT e prezzi NIC**



Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio e ISTAT

### 3. Rendimento dell'investimento in abitazioni

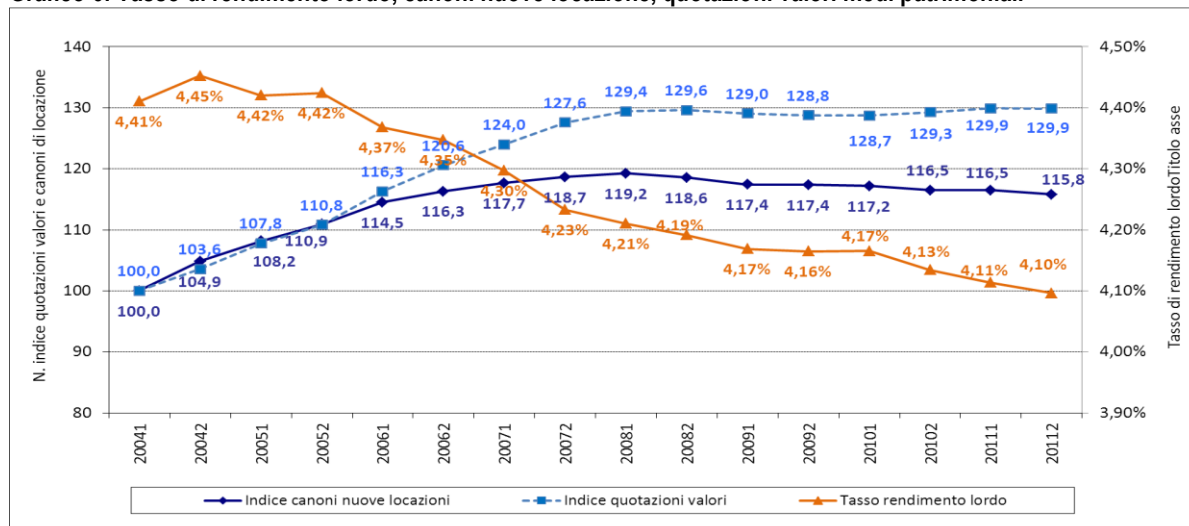
L'analisi dei rendimenti derivanti dai canoni di locazioni delle abitazioni, pur avendo al centro il rapporto tra il canone lordo ed il valore patrimoniale del bene può essere declinato in diversi modi. Lo stato attuale dell'informazione non consente di proporre elaborazioni particolarmente fini a livello macroeconomico. Si preferisce quindi osservare un indicatore più rozzo, ma sufficientemente efficace per misurare la tendenza nel periodo in esame, costituito dal rapporto secco tra nuovo canone di locazione medio di un'abitazione e suo valore medio a livello nazionale. Saranno poi costruiti singoli casi, per comprendere in che modo possono avere agito, nel periodo, alcune variabili, in particolare la tassazione ed i *capital gain*, senza poter ovviamente dare a tali casi un significato generale e di tendenza, ma considerandoli semmai utili per formulare qualche parziale giudizio sui rendimenti effettivi.

L'utilizzo dei nuovi canoni di locazione, permette di focalizzare l'attenzione sul tasso di rendimento lordo in ciascun anno del nuovo investimento, nell'ipotesi che il nuovo canone scaturisca dall'acquisto di una abitazione al valore medio.

Dalle elaborazioni, condotte sui dati della *data-base* OMI, risulta che Il tasso di rendimento lordo tende a diminuire per quasi tutto il periodo (vedi grafico 6). La valorizzazione del capitale, infatti, procede a tassi superiori rispetto ai redditi da esso derivanti. Dal 2008 in poi, la valorizzazione del capitale si stabilizza in termini di variazioni semestrali, ma subentra la tendenziale riduzione del livello dei nuovi canoni, con l'effetto di limare ulteriormente al ribasso il tasso di rendimento lordo. Tra il primo semestre 2004 ed il secondo semestre 2011 si osservano i seguenti andamenti complessivi:

- il tasso annuale di rendimento lordo (dell'investimento marginale) si riduce dal 4,41% al 4,10%;
- il valore patrimoniale delle abitazioni aumenta del +29,9%;
- il canone di locazione sui nuovi contratti aumenta del +15,8%.

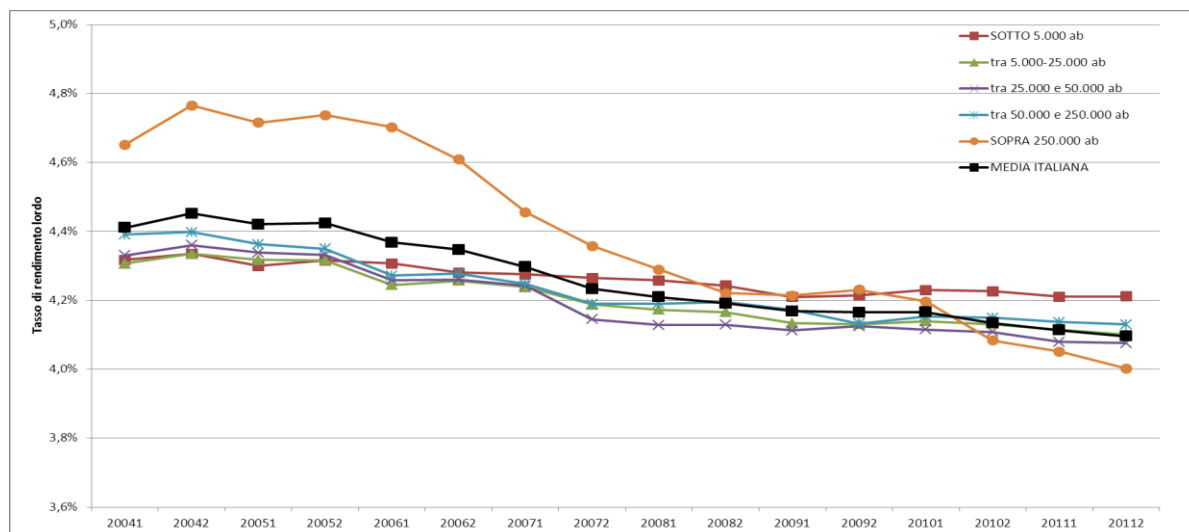
**Grafico 6: Tasso di rendimento lordo, canoni nuove locazione, quotazioni valori medi patrimoniali**



Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio

Sono interessanti alcune differenze esistenti tra le diverse dimensioni dei Comuni (vedi grafico 7). Anzitutto il livello del tasso di rendimento di inizio periodo è sensibilmente superiore nei comuni sopra i 250 mila abitanti. La riduzione è poi più pronunciata per questo gruppo di comuni rispetto a tutti gli altri. In secondo luogo, dal 2008 i livelli dei tassi di rendimento lordi tendono ad essere più omogenei tra le diverse dimensioni dei Comuni. Dal secondo semestre 2010, infine, i comuni più grandi mostrano un livello inferiore, del tasso di rendimento, rispetto ai restanti Comuni.

Grafico 7: Tasso di rendimento lordo per classe demografica dei comuni



Fonte: ns elaborazioni su banca dati OMI-Agenzia del territorio

E' evidente che per comprendere il tasso di rendimento effettivo, se da un lato occorre depurare il canone lordo di spese di manutenzione e gestione e della tassazione, dall'altro occorrerebbe tener conto del *capital gain* maturato nel periodo.

Il calcolo del rendimento netto è dunque assai problematico effettuarlo sulla base delle informazioni disponibili, soprattutto perché non si ha modo di "pesare" la moltitudine di casistiche che l'incrocio tra le diverse variabili determina. Si è perciò costruito alcuni casi al fine di calcolare il tasso di rendimento interno di un investimento in un appartamento dato in affitto per il periodo 1 gennaio 2004 – 1 gennaio 2012 (otto anni) e acquistato il 1 gennaio 2004 e venduto il 1 gennaio 2012. Come vedremo, si riesce a porre in evidenza, sulla base dei dati medi osservati, alcuni fenomeni che, ovviamente, non possono assurgere a rappresentatività statistica, ma danno modo, comunque, di comprendere gli effetti di alcune tendenze e di alcune variabili.

Il riepilogo delle ipotesi ed i dati sulle diverse casistiche cui è basato l'esercizio sono riportate in appendice. E' opportuno, tuttavia, sottolineare che:

- si è fatto riferimento ad una abitazione di 110 mq;
- per i prezzi di acquisto e di vendita, si è fatto riferimento alle quotazioni riscontrate nell'OMI-AdT,
- per il canone di locazione si è assunto a riferimento quello derivante applicando al valore delle quotazioni del 1<sup>a</sup> semestre 2004 il livello del tasso di rendimento lordo riferito alla media nazionale<sup>13</sup>;
- per le spese di manutenzione si è utilizzata la stessa modalità di stima impiegata in precedenza per calcolare il canone di locazione al netto delle spese di manutenzione<sup>14</sup>;
- il canone di locazione è incrementato di anno in anno di un tasso pari all'85% del tasso di inflazione FOI; si è ipotizzato un rapporto contrattuale a canone libero di mercato posto che i canoni concordati sono un numero assolutamente esiguo;
- il valore imponibile ai fini ICI è calcolato tenendo conto che il valore di mercato pari a 3,7 volte il valore ai fini ICI;
- l'aliquota ICI è stata considerata pari al 7 per mille e quella IMU è stata considerata sia al 7,6 per mille, che al 10 per mille;
- Il reddito imponibile a fini IRPEF, da cui dipende l'aliquota marginale IRPEF mediante cui si determina l'incidenza della tassazione sul rendimento dell'investimento immobiliare ipotizzato, è superiore a 36

<sup>13</sup> Quest'ultima è la media pesata dei tassi rendimenti lordi di ciascun comune con il corrispondente stock delle abitazioni locate.

<sup>14</sup> Vedi pag. 5

mila euro ed inferiore a 40 mila euro per tutto il periodo considerato; per semplificare sono state omesse le addizionali IRPEF, ma la loro incidenza non muta significativamente i risultati e soprattutto, nel confronto tra regimi di tassazione, rende relativamente meno penalizzante quello antecedente all'introduzione della «cedolare secca» e dell'IMU (e quindi, in termini di convenienza rende quest'ultimo meno vantaggioso).

Sulla base delle precedenti assunzioni sono stati costruiti tre scenari prendendo a riferimento, per quel che riguarda i valori di mercato e i canoni di locazione, le quotazioni OMI-AdT riferiti alla media nazionale, alla media dei comuni con più di 250.000 abitanti e alla media dei comuni con meno di 5.000 abitanti.

Nella tabella 2 è riportato un riepilogo dei tassi di rendimento interno nei diversi scenari ipotizzati. Nel periodo considerato (2004-2007) il tasso di rendimento interno è stato pari a circa il 2%, che passa al 3,69% per comuni con canoni e valori pari alla media italiana, al 4,15% per i grandi comuni e al 3,11% per i piccoli comuni, qualora si consideri il *capital gain* ottenuta come differenza tra i prezzi di vendita e di acquisto. L'investimento nel residenziale, come peraltro per gran parte dell'immobiliare, non può quindi prescindere dal processo di valorizzazione nel tempo del capitale investito nel determinare un tasso di rendimento significativo.

**Tabella 2: quota abitazioni locare per Regione**

Riepilogo scenari (importi in euro) Risultati Tasso Interno di Rendimento (TIR)	Scenari fiscali	MEDIA ITALIANA	SOPRA 250.000 ab.	SOTTO 5.000 ab.
TIR con <i>capital gain</i> 2004-2007	ICI e IRPEF	3,69%	4,15%	3,11%
TIR senza <i>capital gain</i> 2004-2007	ICI e IRPEF	1,95%	2,06%	1,90%
TIR con <i>capital gain</i> 2004-2007 (*)	IMU 7,6 ‰ e cedolare secca	4,03%	4,52%	3,45%
TIR senza <i>capital gain</i> 2004-2007 (*)	IMU 7,6 ‰ e cedolare secca	2,32%	2,46%	2,26%
TIR con <i>capital gain</i> 2004-2007 (*)	IMU 10 ‰ e cedolare secca	3,96%	4,44%	3,37%
TIR senza <i>capital gain</i> 2004-2007 (*)	IMU 10 ‰ e cedolare secca	2,23%	2,37%	2,18%

(\*) Ipotizzando che per l'intero periodo fossero state in vigore IMU e cedolare secca

Fonte: ns elaborazioni su dati OMI AdT

Nel periodo considerato (2004-2007) il tasso di rendimento interno è stato pari a circa il 2%, che passa al 3,69% per comuni con canoni e valori pari alla media italiana, al 4,15% per i grandi comuni e al 3,11% per i piccoli comuni, qualora si consideri il *capital gain* ottenuta come differenza tra i prezzi di vendita e di acquisto. L'investimento nel residenziale, come peraltro per gran parte dell'immobiliare, non può quindi prescindere dal processo di valorizzazione nel tempo del capitale investito nel determinare un tasso di rendimento significativo.

L'altro aspetto interessante è che il nuovo regime fiscale, calcolata per contribuenti con un reddito complessivo lordo compreso tra 36 e 40 mila euro<sup>15</sup> introdotto prima con la cedolare secca e poi con l'IMU (sia calcolata con aliquota al 7,6‰ che al 10‰), risulta comunque conveniente rispetto al regime fiscale antecedente. Ciò significa, contrariamente all'opinione comune, che per il ceto medio che dichiara i redditi al fisco e che gode di redditi da fabbricati – per la locazione di un'abitazione - l'IMU, che pure ha aumentato la tassazione, non ha annullato i benefici fiscali derivanti dalla cedolare secca. Tali vantaggi risultano ancora positivi e ancora più elevati, rispetto al caso esaminato, per coloro che scontavano un aliquota marginale IRPEF più alta (e conseguentemente risultano più elevati anche i tassi di rendimento).

<sup>15</sup> Per intenderci si tratta di un reddito da lavoratore dipendente mensile *netto* attorno a poco più di 2.200 euro (esclude tutte le deduzioni e detrazioni ad eccezione di quelle per lavoro dipendente) a cui si aggiunge un reddito da fabbricati al netto delle spese *effettive* di manutenzione di 516 euro al mese.

Nell'esercizio (vedi tabella in appendice) si è calcolato inoltre l'entità del cuneo esistente tra canone di locazione e reddito effettivo netto che, con i dati relativi al 2011, risulta pari a circa il 49% con la tassazione ICI e IRPEF, con una composizione di questo cuneo spiegata per il 24% circa dalle spese di gestione, per il 2% dall'imposta di registro sui contratti di affitto, dal 65,6% per la tassazione sul reddito e per il 7,7% dalla tassazione del patrimonio (ICI). Con riferimento allo stesso periodo, simulando la tassazione con cedolare secca e l'IMU, nel caso di specie considerato nell'esercizio il cuneo scende al 39,6% e muta la composizione in questo modo: 30,3% dovuta alle spese, 53,1% per la tassazione sul reddito (cedolare secca) e 26,7% per la tassazione del patrimonio (IMU).



## **APPENDICE**

<b>Semestre</b>	<b>Valore medio pesato canone nuova locazione mensile per unità di superficie</b>		<b>Indice canoni nuove locazioni</b>
2004_1	€	5,33	100,0
2004_2	€	5,59	104,9
2005_1	€	5,77	108,2
2005_2	€	5,91	110,9
2006_1	€	6,10	114,5
2006_2	€	6,20	116,3
2007_1	€	6,27	117,7
2007_2	€	6,33	118,7
2008_1	€	6,36	119,2
2008_2	€	6,32	118,6
2009_1	€	6,26	117,4
2009_2	€	6,26	117,4
2010_1	€	6,25	117,2
2010_2	€	6,21	116,5
2011_1	€	6,21	116,5
2011_2	€	6,17	115,8

<b>Semestre</b>	<b>Valore medio pesato quotazione in euro per unità di superficie</b>		<b>Indice quotazioni valori</b>
2004_1	€	1.219,39	100,0
2004_2	€	1.262,83	103,6
2005_1	€	1.314,27	107,8
2005_2	€	1.351,33	110,8
2006_1	€	1.418,33	116,3
2006_2	€	1.470,26	120,6
2007_1	€	1.511,81	124,0
2007_2	€	1.555,56	127,6
2008_1	€	1.577,84	129,4
2008_2	€	1.580,63	129,6
2009_1	€	1.573,60	129,0
2009_2	€	1.570,18	128,8
2010_1	€	1.569,92	128,7
2010_2	€	1.576,54	129,3
2011_1	€	1.583,97	129,9
2011_2	€	1.583,47	129,9

Semestre	Saggio medio lordo di redditività	Indice saggio di redditività lordo
2004_1	4,41%	100,0
2004_2	4,45%	101,0
2005_1	4,42%	100,2
2005_2	4,42%	100,3
2006_1	4,37%	99,0
2006_2	4,35%	98,6
2007_1	4,30%	97,4
2007_2	4,23%	96,0
2008_1	4,21%	95,5
2008_2	4,19%	95,0
2009_1	4,17%	94,5
2009_2	4,16%	94,4
2010_1	4,17%	94,4
2010_2	4,13%	93,7
2011_1	4,11%	93,3
2011_2	4,10%	92,9

#### Saggi medi di redditività

semestre	SOTTO 5.000 ab	tra 5.000-25.000 ab	tra 25.000 e 50.000 ab	tra 50.000 e 250.000 ab	SOPRA 250.000 ab	MEDIA ITALIANA
2004_1	4,32%	4,31%	4,33%	4,39%	4,65%	4,41%
2004_2	4,33%	4,33%	4,36%	4,40%	4,77%	4,45%
2005_1	4,30%	4,32%	4,34%	4,36%	4,72%	4,42%
2005_2	4,32%	4,32%	4,33%	4,35%	4,74%	4,42%
2006_1	4,31%	4,24%	4,26%	4,27%	4,70%	4,37%
2006_2	4,28%	4,26%	4,26%	4,28%	4,61%	4,35%
2007_1	4,28%	4,24%	4,24%	4,25%	4,46%	4,30%
2007_2	4,26%	4,19%	4,15%	4,19%	4,36%	4,23%
2008_1	4,26%	4,17%	4,13%	4,19%	4,29%	4,21%
2008_2	4,24%	4,17%	4,13%	4,20%	4,22%	4,19%
2009_1	4,21%	4,13%	4,11%	4,17%	4,21%	4,17%
2009_2	4,21%	4,13%	4,12%	4,13%	4,23%	4,16%
2010_1	4,23%	4,14%	4,11%	4,15%	4,20%	4,17%
2010_2	4,23%	4,13%	4,11%	4,15%	4,08%	4,13%
2011_1	4,21%	4,11%	4,08%	4,14%	4,05%	4,11%
2011_2	4,21%	4,10%	4,08%	4,13%	4,00%	4,10%

SCENARI con aliquota 7,6‰

Riepilogo scenari (classi demog)	MEDIA	SOPRA 250	SOTTO 5	5_25	25_50	50_250
<b>Variabili:</b>						
PREZZO ACQUISTO	-134.133,04	-233.596,54	-92.084,48	-115.007,23	-127.865,61	-144.606,47
PREZZO VENDITA	174.182,00	313.608,45	113.676,91	147.724,65	172.051,79	185.228,98
CANONE2004	5.915,84	10.865,65	3.975,72	4.952,95	5.537,08	6.349,41
CANONE2005	6.001,56	11.023,08	4.033,32	5.024,71	5.617,31	6.441,40
CANONE2006	6.103,34	11.210,02	4.101,72	5.109,92	5.712,57	6.550,64
CANONE2007	6.192,64	11.374,05	4.161,74	5.184,69	5.796,16	6.646,49
CANONE2008	6.362,70	11.686,40	4.276,03	5.327,07	5.955,33	6.829,02
CANONE2009	6.403,00	11.760,42	4.303,11	5.360,81	5.993,05	6.872,27
CANONE2010	6.487,54	11.915,68	4.359,93	5.431,59	6.072,18	6.963,00
CANONE2011	6.636,43	12.189,15	4.459,99	5.556,25	6.211,53	7.122,80

**Risultati:**

(ICI-IRPEF)

con <i>capital gain</i>	3,69%	4,15%	3,11%	3,52%	4,03%	3,53%
senza <i>capital gain</i>	1,95%	2,06%	1,90%	1,90%	1,91%	1,94%

(CON IMU-CEDSECCA):

con <i>capital gain</i>	4,03%	4,52%	3,45%	3,86%	4,37%	3,88%
senza <i>capital gain</i>	2,32%	2,46%	2,26%	2,26%	2,27%	2,31%

**ICI - IRPEF**

Δ% canone lordo-reddito netto	49,8%	49,6%	49,9%	49,9%	49,9%	49,8%
Quota per spese	22,9%	23,0%	22,9%	22,9%	22,9%	22,9%
Quota per tassazione registro	2,0%	2,0%	2,0%	2,0%	2,0%	2,0%
Quota per tassazione reddito	66,5%	66,8%	66,4%	66,4%	66,4%	66,5%
Quota per tassazione patrimonio	8,5%	8,1%	8,7%	8,7%	8,7%	8,6%
Tot 2004	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Δ% canone lordo-reddito netto	49,1%	48,9%	49,2%	49,2%	49,1%	49,1%
Quota per spese	24,4%	24,5%	24,4%	24,4%	24,4%	24,4%
Quota per tassazione registro	2,0%	2,0%	2,0%	2,0%	2,0%	2,0%
Quota per tassazione reddito	65,8%	66,1%	65,7%	65,7%	65,7%	65,8%
Quota per tassazione patrimonio	7,7%	7,4%	7,9%	7,9%	7,9%	7,8%
Tot 2011	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

**IMU-CEDSECCA**

Δ% canone lordo-reddito netto	39,8%	39,4%	40,0%	40,0%	39,9%	39,8%
Quota per spese	28,7%	29,0%	28,6%	28,6%	28,6%	28,7%
Quota per tassazione reddito	52,7%	53,3%	52,5%	52,5%	52,6%	52,7%
Quota per tassazione patrimonio	18,6%	17,8%	18,9%	18,9%	18,8%	18,6%
Tot 2004	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Δ% canone lordo-reddito netto	39,6%	39,2%	39,7%	39,7%	39,7%	39,6%
Quota per spese	30,3%	30,5%	30,2%	30,2%	30,2%	30,3%
Quota per tassazione reddito	53,1%	53,5%	52,9%	52,9%	52,9%	53,0%
Quota per tassazione patrimonio	16,7%	15,9%	17,0%	17,0%	16,9%	16,7%
Tot 2011	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%