



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Temi di discussione

(Working Papers)

Il mercato degli affitti nelle città italiane:
un'analisi basata sugli annunci online

di Michele Loberto

Luglio 2019

Numero

1228



BANCA D'ITALIA
EUROSISTEMA

Temi di discussione

(Working Papers)

Il mercato degli affitti nelle città italiane:
un'analisi basata sugli annunci online

di Michele Loberto

Numero 1228 - Luglio 2019

I lavori pubblicati nella collana dei “Temi di discussione” presentano risultati preliminari e sono distribuiti al pubblico al fine di stimolare la discussione e sollecitare commenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.

Comitato di redazione: FEDERICO CINGANO, MARIANNA RIGGI, MONICA ANDINI, AUDINGA BALTRUNAITE, EMANUELE CIANI, NICOLA CURCI, DAVIDE DELLE MONACHE, SARA FORMAI, FRANCESCO FRANCESCHI, JUHO TANELI MAKINEN, LUCA METELLI, VALENTINA MICHELANGELI, MARIO PIETRUNTI, MASSIMILIANO STACCHINI.

Segreteria: ALESSANDRA GIAMMARCO, ROBERTO MARANO.

ISSN 1594-7939 (stampa)

ISSN 2281-3950 (online)

Stampa a cura della Divisione Editoria e stampa della Banca d’Italia

IL MERCATO DEGLI AFFITTI NELLE CITTÀ ITALIANE: UN'ANALISI BASATA SUGLI ANNUNCI ONLINE

di Michele Loberto *

Sommario

Il lavoro analizza i più recenti andamenti nel mercato delle locazioni residenziali all'interno dei capoluoghi di provincia italiani, sulla base di una nuova banca dati di offerte di affitto. Lo studio ne valuta innanzitutto la coerenza con le attuali fonti statistiche ufficiali. Vengono successivamente esaminate le caratteristiche delle abitazioni offerte, le principali dinamiche del mercato e le determinanti dei canoni di locazione. Si mostra, infine, che le caratteristiche fisiche di un'abitazione influenzano la probabilità che essa venga osservata nel mercato della proprietà ovvero in quello delle locazioni, illustrando le conseguenze che ne discendono per la stima del saggio di redditività delle abitazioni.

Classificazione JEL: R2, R3.

Parole chiave: canoni di locazione, liquidità, saggio di redditività.

Indice

1. Introduzione.....	5
2. La banca dati.....	6
2.1 Il confronto con le altre fonti statistiche.....	8
2.2 Validazione della banca dati.....	8
3. L'offerta di abitazioni in affitto.....	11
3.1 Le caratteristiche delle abitazioni offerte.....	11
3.2 Offerta, domanda e liquidità del mercato.....	12
3.3 I canoni di locazioni e le loro determinanti.....	14
4. Il confronto con l'offerta di abitazioni in vendita.....	16
4.1 Il saggio di redditività.....	19
5. Conclusioni.....	22
Riferimenti bibliografici.....	24
Appendice.....	26

* Banca d'Italia, Dipartimento di Economia e Statistica.

1 Introduzione¹

L'analisi delle dinamiche del mercato immobiliare è di fondamentale importanza in Italia, sia per le implicazioni sull'attività economica sia per via della prominente quota di attività immobiliari, soprattutto abitazioni, nei portafogli delle famiglie (Banca d'Italia, 2018; Caprara, De Bonis e Infante, 2018). Finora nel caso italiano la letteratura si è focalizzata principalmente sull'analisi del mercato della proprietà, dedicando poca attenzione a quello delle locazioni, seppure con qualche eccezione (Rondinelli e Veronese, 2011).

In Italia il mercato delle locazioni ha una dimensione rilevante. Secondo l'ultima Indagine sui bilanci delle famiglie italiane (Banca d'Italia, 2018), nel 2016 circa il 20 per cento delle famiglie italiane viveva in affitto, una quota che raggiungeva il 38 e il 46 per cento tra quelle più giovani e meno abbienti, rispettivamente. Il canone di locazione gravava in media per il 23 per cento sul reddito annuo del complesso delle famiglie affittuarie, un'incidenza che sale al 36,1 per cento per le famiglie nel primo quinto della distribuzione del reddito netto familiare.

La letteratura economica ha mostrato come un mercato delle locazioni più efficiente possa favorire la mobilità degli individui, con conseguenze positive per il buon funzionamento del mercato del lavoro (Oswald, 1997; Head e Lloyd-Ellis, 2012). Inoltre, l'eccessiva concentrazione della ricchezza familiare nell'abitazione di proprietà comporta un elevato livello di rischio che potrebbe non essere adeguatamente remunerato dalla rivalutazione dell'immobile e dal valore dei servizi abitativi a esso associati (Piazzesi e Schneider, 2016). Il funzionamento del mercato delle locazioni infine influisce sul meccanismo di trasmissione della politica fiscale ai prezzi delle case (Liberati e Loberto, 2019), sull'evoluzione demografica e sulle possibilità dei giovani di emanciparsi dalle proprie famiglie di origine (si veda Modena e Rondinelli, 2011).

In Italia, come in altri paesi europei, le informazioni sulle locazioni immobiliari sono frammentarie e disponibili con forte ritardo, precludendo un'analisi tempestiva di un mercato di rilevanti dimensioni. Il principale produttore di statistiche sulle locazioni è l'Osservatorio del Mercato Immobiliare dell'Agenzia delle Entrate (OMI), le cui banche dati tuttavia non sono generalmente accessibili al pubblico e contengono poche informazioni sulle caratteristiche fisiche degli immobili. Ciò rappresenta una forte limitazione: ogni abitazione ha proprie peculiarità, di cui, data la forte eterogeneità del patrimonio abitativo italiano, bisogna tenere conto per limitare le distorsioni nella misurazione della dinamica dei valori di mercato e poiché si possono avere andamenti divergenti tra i diversi segmenti (Landvoigt, Piazzesi e Schneider, 2015).

Per ovviare a tale criticità in questo lavoro si valuta il potenziale informativo degli annunci di offerta di abitazioni in locazione presenti sul portale web Immobiliare.it. A differenza dei dati di fonte amministrativa per ogni abitazione è presente un ampio numero di caratteristiche fisiche. Sono inoltre riportati i canoni richiesti dai locatori, che nel periodo oggetto di analisi approssimano molto fedelmente la dinamica di quelli effettivi nel segmento dei nuovi contratti di locazione.

I canoni medi desunti dagli annunci *online* presentano una forte correlazione *cross-section* con le stime dell'OMI, anche a un livello geografico molto granulare. Inoltre, la dinamica dei canoni richiesti risulta coerente con quella dei canoni effettivi, in particolare con quella dei contratti di locazione ordinari di lungo periodo. Tuttavia, i canoni richiesti sono generalmente superiori a quelli desunti dalle statistiche OMI di circa il 30 per cento. Tale differenza, in parte attribuibile al naturale divario tra prezzi richiesti e finali, potrebbe essere dovuta anche ad altri fattori, quali ad esempio la migliore qualità delle abitazioni offerte *online*, oppure il diffuso fenomeno di sotto-dichiarazione del canone effettivo nei contratti registrati.

Gli annunci *online* consentono di disporre di un quadro articolato delle caratteristiche delle abitazioni offerte in affitto e di stimarne il contributo alla formazione del canone richiesto dal

¹Le opinioni espresse in questo lavoro non riflettono necessariamente quelle della Banca d'Italia. Si ringraziano Immobiliare.it per aver fornito i dati, Andrea Luciani per il fondamentale contributo nella costruzione del dataset e Andrea Nobili, Marco Pangallo, Concetta Rondinelli e Roberta Zizza per i commenti ricevuti.

locatore. Inoltre, essi permettono di valutare fenomeni finora non misurabili, quali l'andamento del numero di case offerte in locazione, le condizioni della domanda, la liquidità del mercato e il tempo medio sul mercato di una casa offerta in locazione. La disponibilità dei microdati permette poi di osservare l'intera distribuzione dei canoni di locazione richiesti e di mettere in evidenza l'eterogeneità degli andamenti tra diversi segmenti. In particolare, la crescita del canone medio tra il 2016 e il 2018 è principalmente il frutto dell'aumento registrato nei percentili più alti della distribuzione, a fronte di una diminuzione nella parte inferiore.

La disponibilità di un ricco set informativo sulle caratteristiche fisiche delle abitazioni consente la costruzione di indici edonici dei canoni di locazione. Da questi emerge che, una volta tenuto conto delle proprietà fisiche degli immobili offerti, nei comuni capoluogo di provincia i canoni per metro quadro sarebbero cresciuti dell'1,6 per cento nel 2017 e avrebbero accelerato al 2,2 nel 2018. Il diverso andamento dei canoni medi al metro quadro direttamente rilevati dalle inserzioni, aumentati nell'ultimo anno del 3,3 per cento, segnala che è in atto una ricomposizione dell'offerta in favore delle abitazioni di minore dimensione, arredate e in un migliore stato di conservazione; a queste caratteristiche si associano infatti più elevati canoni di locazione al metro quadro.

Infine, abbiamo mostrato come vi siano differenze sistematiche nelle caratteristiche medie delle abitazioni offerte in affitto rispetto a quelle messe in vendita. Ad esempio, le prime sono tendenzialmente più piccole e maggiormente localizzate nelle zone centrali delle città. Ciò ha forti implicazioni per la stima del saggio di redditività delle abitazioni, il quale non solo varia tra le diverse città e al loro interno, ma dipende anche dalle proprietà fisiche delle abitazioni. In particolare, esso decresce con la superficie dell'abitazione, mentre è meno influenzato dalla localizzazione.

Nella sezione 2 viene descritta la banca dati e fornita evidenza circa la sua rappresentatività del mercato delle locazioni nelle città italiane. Nella sezione 3 si fornirà una panoramica sulla consistenza e sulla qualità del patrimonio abitativo in offerta, analizzando la liquidità del mercato e investigando le determinanti dei canoni richiesti. Nella sezione 4 si valuterà il ruolo delle determinanti fisiche nella scelta tra affittare o vendere un'abitazione e verranno stimati i saggi di redditività. La sezione 5 conclude il lavoro.

2 La banca dati

In questo lavoro viene utilizzata una banca dati di annunci immobiliari messa a disposizione da Immobiliare.it. Tali annunci si riferiscono a proposte sia di vendita sia di affitto di unità abitative, pubblicati da agenti immobiliari ovvero da privati. L'attenzione è rivolta all'analisi del mercato degli affitti, rimandando a un precedente lavoro per quella relativa al mercato delle compravendite (Loberto, Luciani e Pangallo, 2018, di seguito LLP).

I dati originari consistono in *snapshot* di tutti gli annunci visibili sul portale web www.immobiliare.it ogni venerdì del mese. Tali *snapshot*, quindi, hanno frequenza settimanale e sono disponibili a partire da gennaio 2016².

Per ogni annuncio sono presenti il canone richiesto e informazioni dettagliate sulle caratteristiche fisiche dell'unità abitativa. Queste includono: il tipo di proprietà (ad esempio appartamento, casa indipendente o villa), la superficie, il numero di camere e di bagni, lo stato di conservazione, la classe energetica, l'eventuale presenza di arredamento, la tipologia della cucina (cucina o angolo cottura) e dell'impianto di riscaldamento (autonomo o centralizzato). È possibile sapere, inoltre, se l'abitazione ha un sistema di aria condizionata, un balcone o un terrazzo, un ascensore, un giardino e un garage. Infine, la localizzazione attraverso le coor-

²Per il 2015 sono disponibili solo istantanee a frequenza trimestrale, pertanto la nostra analisi si baserà esclusivamente sugli annunci visibili nel triennio 2016-2018.

dinate geografiche consente di individuare per ogni unità i servizi pubblici/privati disponibili (trasporti, scuole, negozi) e la corrispondente microzona OMI³.

Un ulteriore valore aggiunto della banca dati è rappresentato dalla disponibilità del numero di visite (*clicks*) alla pagina web dell'annuncio e del numero di volte in cui potenziali locatari hanno preso contatti con il locatore tramite il sito web. Tali variabili sono disponibili a frequenza settimanale, così come il canone richiesto. Inoltre, è possibile utilizzare la differenza tra la data di rimozione e quella di pubblicazione dell'annuncio per costruire una *proxy* del tempo in cui l'immobile è rimasto sul mercato.

Nella nostra analisi prenderemo in considerazione solo gli annunci riferiti all'affitto di interesse proprietà nei comuni capoluogo di provincia, e in cui la tipologia di immobile rientra tra le seguenti: appartamenti, attici, case unifamiliari e bifamiliari, *loft* e *open space*. Vengono inoltre esclusi gli annunci per i quali non sono presenti le coordinate geografiche o il canone richiesto. Nel complesso, il campione consiste di circa 370 mila annunci, visibili tra il primo gennaio del 2016 e il 31 dicembre del 2018.

Come già discusso in LLP, nell'analisi di questi dati si deve tenere conto di due criticità.

Innanzitutto, vi possono essere errori di misurazione nelle caratteristiche degli immobili. Tali errori rientrano in tre tipologie. La prima, relativamente innocua, consiste in errori materiali nell'inserimento dei dati. La seconda, più problematica, è rappresentata dall'incertezza sulla superficie dell'abitazione: in alcuni casi ci si riferisce alla superficie effettiva, in altri a quella commerciale; a volte essa include oltre a quella dell'abitazione quella delle pertinenze e del terreno circostante. Infine, il locatore ha la naturale propensione a rappresentare in maniera eccessivamente favorevole alcune caratteristiche dell'immobile, quali ad esempio lo stato di conservazione.

La seconda criticità, invece, è relativa alla presenza di annunci duplicati⁴. Ciò può comportare distorsioni molto più rilevanti, in quanto la presenza di più annunci relativi alla stessa abitazione: i) non è detto che sia casuale; ii) fornisce una rappresentazione non veritiera dell'offerta di abitazioni e della sua dinamica quando l'analisi è condotta a un livello geografico molto granulare. Per ridurre l'incidenza degli annunci multipli viene impiegata la metodologia proposta in LLP che consente, grazie a tecniche di *machine learning*, di individuare e successivamente eliminare gli annunci che si riferiscono alla stessa abitazione (appendice B). In tal modo è possibile passare da una banca dati di "annunci di locazione" a una di "case offerte in locazione". A seguito dell'eliminazione degli annunci multipli, il campione analizzato contiene quindi circa 285 mila abitazioni (da circa 370 mila annunci iniziali).

Nel caso degli affitti l'incidenza degli annunci duplicati è inferiore rispetto agli annunci di vendita. La percentuale di abitazioni offerte in affitto a cui corrisponde un solo annuncio è pari all'81 per cento, mentre nel caso delle abitazioni offerte in vendita tale statistica si attesta al 75 per cento⁵. È verosimile che ciò sia dovuto alla maggiore facilità nell'affittare un'abitazione piuttosto che nel venderla, che si riflette in un minore tempo intercorso tra il momento in cui il proprietario mette l'abitazione sul mercato e quello in cui raggiunge un accordo con una controparte (cfr. sezione 3.2). Di conseguenza, è minore l'incentivo a pubblicare più annunci relativi alla stessa abitazione.

LLP mostrano che nel caso del mercato della proprietà la banca dati derivante dal processo di eliminazione dei duplicati ha un contenuto informativo equivalente a quello delle altre fonti

³L'Osservatorio del Mercato Immobiliare (OMI) dell'Agenzia delle Entrate effettua una rilevazione semestrale dei valori delle abitazioni e degli affitti caratterizzata da un elevato grado di granularità. Le microzone OMI (circa 27 mila in tutta Italia) rappresentano aree omogenee da un punto di vista socioeconomico e geografico all'interno di ogni comune e coprono quasi tutto il territorio italiano. Si veda Osservatorio del Mercato Immobiliare (2017).

⁴La presenza di più annunci relativi alla stessa abitazione può essere dovuta a diversi motivi. Innanzitutto, il proprietario potrebbe aver affidato il mandato a vendere o ad affittare l'abitazione a più agenti immobiliari. In questo caso è naturale attendersi che ogni agente pubblichi un annuncio distinto. In altri casi, invece, potrebbe accadere che un agente cancelli e ripubblichi lo stesso annuncio per farlo apparire più recente.

⁵Il campione di abitazioni offerte in vendita nello stesso periodo, che verrà utilizzato nella sezione 4, è invece pari a circa 740 mila unità.

informativa disponibili, anche ad un elevato dettaglio territoriale. Il primo obiettivo di questo lavoro è valutare se ciò sia vero anche per il mercato delle locazioni.

2.1 Il confronto con le altre fonti statistiche

A differenza di quanto avviene nel caso del mercato della proprietà immobiliare, per quello degli affitti le informazioni statistiche sono tuttora molto limitate.

Il principale produttore di statistiche sul mercato delle locazioni è l'OMI. Dai primi anni Duemila esso mette a disposizione le stime, a frequenza semestrale, del valore minimo e di quello massimo dei canoni di affitto per tutte le microzone all'interno di ogni comune. A partire dal 2016 vengono inoltre pubblicate a cadenza annuale ulteriori statistiche sui flussi di nuovi contratti di locazione registrati presso l'Agenzia delle Entrate. Tale banca dati consente di avere informazioni oltre che sui canoni anche sul numero e la tipologia di contratti di affitto, sulla superficie transata e sulla rilevanza del mercato delle locazioni in una data area geografica – misurata come rapporto percentuale tra il numero di nuove locazioni e lo stock di unità immobiliari non destinate ad abitazione principale.

Altre informazioni sul mercato delle locazioni provengono da alcune indagini campionarie, che tuttavia risultano insoddisfacenti in termini di frequenza temporale o di rappresentatività degli andamenti a livello locale. Ad esempio, il Sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia, condotto presso le agenzie immobiliari dalla Banca d'Italia in collaborazione con Tecnoborsa e OMI, fornisce statistiche a frequenza trimestrale sui giudizi e le attese circa l'andamento dei canoni, il margine medio di sconto rispetto al canone richiesto inizialmente dal locatore e il flusso di nuovi incarichi a locare fino al livello geografico di macroarea. L'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane, anch'essa condotta dalla Banca d'Italia, ha come punto di forza la profondità storica, la ricchezza di informazioni sulle caratteristiche delle abitazioni e la possibilità di incrociarle con le condizioni socio-economiche delle famiglie che le abitano. Essa ha però frequenza solo biennale. Infine, il rapporto del Consulente Immobiliare, che includeva una stima a frequenza semestrale dei canoni di affitto e dei prezzi di vendita in circa 1.500 comuni, ma che purtroppo non è stato più pubblicato dopo il 2016.

I dati relativi alle offerte *online* consentono di analizzare il mercato degli affitti con un livello di granularità e una tempestività superiori alle altre fonti statistiche. In primo luogo è possibile ottenere stime sullo stock in offerta, la liquidità del mercato e i tempi necessari ad affittare un'abitazione. Inoltre, la presenza di un ampio set di informazioni sulle caratteristiche delle abitazioni permette da un lato di costruire indici di prezzo a qualità costante piuttosto che indicatori del valore medio dei canoni, dall'altro è possibile stimare i saggi di redditività per tipologia di abitazione.

La principale criticità delle offerte di locazione sta nel fatto che non si osservano i canoni effettivi, ovvero quelli stipulati tra i contraenti. Questo tuttavia non rappresenta un forte limite, tenuto conto che, secondo il Sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia, il margine medio di sconto rispetto al canone inizialmente richiesto dal locatore è molto contenuto (circa il 3 per cento nel biennio 2017-2018). Difatti, nella prossima sezione mostreremo che l'andamento dei canoni richiesti rispecchia molto fedelmente quello dei canoni effettivi.

2.2 Validazione della banca dati

Per valutare la rappresentatività dei dati Immobiliare.it e l'efficacia della procedura di eliminazione dei duplicati, confrontiamo le indicazioni desunte da questa banca dati con le principali evidenze disponibili da altre fonti.

Per ogni microzona e per i semestri compresi tra il primo del 2016 e il primo del 2018 sono messi a confronto il canone richiesto medio al metro quadro desunto da Immobiliare.it con quello basato sulle quotazioni OMI, quest'ultimo calcolato come media semplice tra il canone minimo e quello massimo per le abitazioni di tipo civile, ovvero quelle di categoria catastale

A/2. Come emerge dalla figura 1(a), la correlazione tra canoni richiesti e quelli effettivi a livello di microzona è alta (R^2 pari a 0,77), implicando che la capacità delle due fonti di rappresentare la variabilità tra diverse aree geografiche è simile.

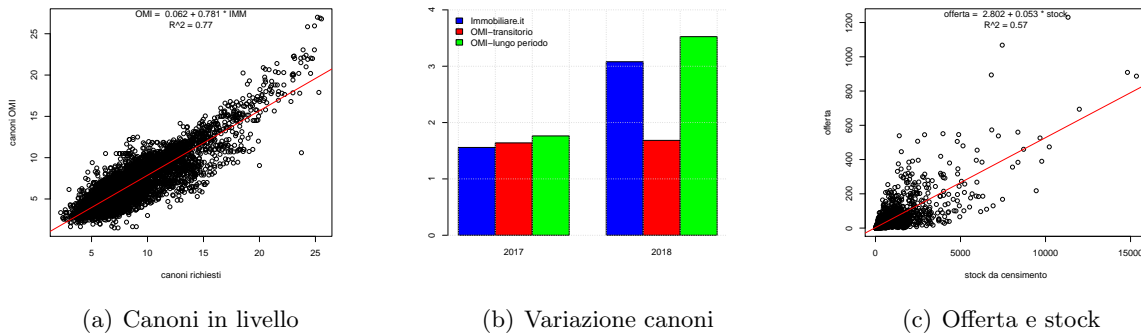


Figura 1: Canoni d'affitto, offerta e stock. Confronto tra nostre elaborazioni su dati Immobiliare.it, OMI e Istat.

Per l'analisi della dinamica dei canoni ci basiamo sulle evidenze desumibili dai contratti registrati presso l'Agenzia delle Entrate diffuse dall'OMI, non avendo a disposizione dati granulari sul numero di contratti di locazione che ci consentano di aggregare le stime a livello di microzona. Nella figura 1(b) riportiamo la variazione media annua sull'anno precedente per il 2017 e il 2018 dei canoni richiesti (barre blu) e di quelli effettivi, considerando separatamente il sotto-insieme dei contratti ordinari transitori (barre rosse) e quello dei contratti ordinari di lungo periodo (barre verdi). Per i dati OMI non è disponibile il dettaglio per i soli capoluoghi di provincia. L'aggregato con la maggiore coerenza per cui sono disponibili i dati è quello dei comuni ad alta tensione abitativa, che consiste di 737 comuni e include tutti i capoluoghi di provincia. Tra il 2017 e il 2018 i canoni richiesti nei comuni capoluogo di provincia sono cresciuti del 3,2 per cento, mentre nello stesso periodo nei comuni ad alta tensione abitativa i canoni effettivi dei contratti transitori e di lungo periodo sono cresciuti dell'1,7 e del 3,5 per cento, rispettivamente. Tali tipologie contrattuali incidono per circa il 15 e il 45 per cento, rispettivamente, sul totale di contratti stipulati in questi comuni.

A causa di alcune innovazioni metodologiche, le statistiche OMI fino al 2016 non sono coerenti con quelle relative agli anni successivi e non è quindi possibile calcolare la variazione dei canoni tra il 2016 e il 2017 nei comuni ad alta tensione abitativa (cfr. Osservatorio del Mercato Immobiliare, 2018). L'OMI ha tuttavia ricostruito la serie dei canoni medi a livello nazionale con i nuovi criteri metodologici. Secondo questi dati nel 2017 in Italia i canoni dei contratti transitori e di quelli di lungo periodo sono cresciuti dell'1,6 e dell'1,8 per cento, rispettivamente, a fronte di un rialzo di quelli richiesti nei capoluoghi di provincia pari all'1,6 per cento. Nel complesso, quindi, l'evoluzione dei canoni richiesti appare coerente con quella dei canoni effettivi, in particolare quelli dei contratti di lungo termine.

Per valutare il grado di coerenza nei volumi scambiati, non avendo a disposizione dati granulari sul flusso o sullo stock di case affittate, utilizziamo una *proxy* costruita sulla base dei dati del censimento Istat del 2011. Nella figura 1(c) confrontiamo il numero di abitazioni offerte in affitto in un dato semestre in ciascuna microzona e il numero di famiglie che vivevano in affitto nella stessa microzona nel 2011 stimato sulla base dei dati censuari⁶. Seppure questo esercizio abbia un grado di approssimazione maggiore rispetto a quello precedente, e presenti quindi una correlazione meno forte (R^2 pari a 0,52), nel complesso si potrebbe concludere che

⁶Tale stima è stata effettuata sulla base delle informazioni disponibili a livello di sezione di censimento diffuse dall'Istat. In generale, le sezioni di censimento hanno un'estensione geografica più contenuta delle microzone OMI. La metodologia di costruzione della stima a livello di microzona OMI è illustrata in LLP.

la nostra banca dati è capace di replicare l’eterogeneità del mercato delle locazioni tra diverse zone che si osserva in altre fonti.

I dati di Immobiliare.it risultano quindi rappresentativi del mercato delle locazioni, seppure con un’eccezione. Confrontando i livelli assoluti dei canoni medi mensili al metro quadro nelle principali città italiane emerge che il valore dei canoni richiesti è ben superiore a quanto rilevato dall’OMI. Nella tavola 1 sono riportate per ognuna delle otto principali città la superficie media e il canone medio di affitto nel 2017 stimate dall’OMI e quelle calcolate sulla base degli annunci⁷. Nonostante non emergano sostanziali differenze nella superficie media delle abitazioni locate, con l’eccezione di Milano e Bologna, i canoni richiesti risultano costantemente molto più elevati di quelli effettivi, con differenze anche superiori al 50 per cento. Tale divario rimane anche se si escludono i contratti a canone concordato, che presentano tendenzialmente canoni più bassi rispetto ai contratti ordinari. Ciò è in contrasto con le evidenze risultanti dal Sondaggio congiunturale sul mercato delle abitazioni in Italia, secondo il quale lo sconto medio rispetto al canone richiesto era circa il 3 per cento. Nella media dei capoluoghi di provincia, secondo stime basate sulle quotazioni OMI, la differenza tra canoni richiesti e quelli effettivi è pari a circa il 30 per cento.

Città	Annunci			OMI		
	Locazioni	Superficie	Canone	Locazioni	Superficie	Canone
Torino	7.562	71,1	8,6	26.871	71,1	6,5
Genova	3.211	79,0	8,0	11.092	81,5	6,0
Milano	12.827	75,4	15,9	43.363	69,8	11,6
Bologna	1.624	84,6	11,4	12.613	76,8	8,1
Firenze	1.784	81,7	14,0	9.321	84,2	9,3
Roma	21.227	80,9	14,1	54.496	81,3	9,9
Napoli	2.979	80,5	11,1	14.366	82,7	6,3
Palermo	2.544	94,7	6,6	12.019	95,6	4,6

Tabella 1: Numero di locazioni, superficie e canoni medi di affitto nelle principali città. Anno 2017.

Le ragioni del divario nei livelli medi dei canoni potrebbero essere principalmente due. Innanzitutto, la discrasia potrebbe essere attribuibile a un fenomeno di sotto-dichiarazione dei canoni nei contratti di locazione finalizzata all’evasione del reddito da parte del locatore, che comporta una sottostima del loro livello nelle statistiche ufficiali. In secondo luogo, una frazione rilevante dei nuovi contratti è in realtà costituita da rinnovi di rapporti già esistenti oppure derivano da forme di relazione tra locatore e locatario (ad esempio parentela o conoscenza personale). Per queste tipologie di locazioni non vi è la necessità di forme pubblicità o intermediazione, per cui esse influenzano solo le statistiche dell’Osservatorio del Mercato Immobiliare. Ciò è rilevante in quanto sia la teoria sia l’evidenza empirica prevedono che i canoni siano più elevati in presenza di frizioni informative⁸. (Ambrose e Diop, 2018) mostrano che tali frizioni, in presenza di un quadro regolamentare che rende più difficile per il locatore rivalersi sul locatario per i mancati pagamenti oppure riprendere il possesso dell’abitazione, comportano canoni più elevati e una minore offerta di case in locazione. Questo premio richiesto dal locatore risulterebbe inoltre

⁷I dati per le otto principali città sono disponibili solo nella spaccatura per singola tipologia di contratto (ordinario transitorio, ordinario lungo periodo, agevolato studenti, agevolato concordato). I dati nella tavola 1, ad eccezione del numero di locazioni, rappresentano medie pesate tra le 4 diverse tipologie di contratto, dove come pesi è stata usata la superficie totale affittata.

⁸Il rapporto di locazione è soggetto ad asimmetrie informative e rischi di azzardo morale: il locatario potrebbe non avere una capacità reddituale tale da sostenere il pagamento del canone di locazione oppure potrebbe non prestare attenzione nella manutenzione ordinaria dell’abitazione. Laddove non vi è un rapporto di fiducia progressivo tra le parti, quindi, è naturale attendersi che il canone di affitto incorpori un premio per compensare il locatore contro questi rischi.

crescente nel grado di regolamentazione del rapporto tra locatore e locatario, che in Italia nel 2009 risultava tra in più elevati nel confronto con gli altri paesi dell’OCSE (Andrews, Sánchez e Åsa Johansson, 2011).

Infine, si noti che il numero di potenziali locazioni secondo i dati di Immobiliare.it, identificate attraverso le abitazioni uscite dal mercato, è ben inferiore ai nuovi contratti effettivamente registrati. Ad esempio, le potenziali locazioni si attestano al massimo al 37,5 per cento dei contratti registrati (Roma), mentre a Bologna l’incidenza è pari solo al 12,5. Si tratta di valori contenuti, in particolare nel confronto con il mercato delle compravendite (cfr. LLP). I principali motivi di questo fenomeno sono a nostro avviso i seguenti: i) una frazione dei nuovi contratti rappresentano il rinnovo di contratti scaduti, quindi non si tratta di nuovi rapporti; ii) nel mercato degli affitti si preferisce ricorrere a canali di ricerca diversi da quelli utilizzati per la vendita (ad esempio sfruttando in primo luogo il proprio network di relazioni personali).

Date queste considerazioni, i dati tratti da Immobiliare.it non possono e non devono replicare fedelmente la struttura e gli andamenti dell’intero mercato delle locazioni. Si ritiene tuttavia che essi rappresentino il segmento più dinamico – quello in cui controparti “anonime” si incontrano al fine di scambiare servizi abitativi – e che in un’ottica di medio periodo le tendenze in questo segmento debbano essere coerenti con quelle dell’intero mercato.

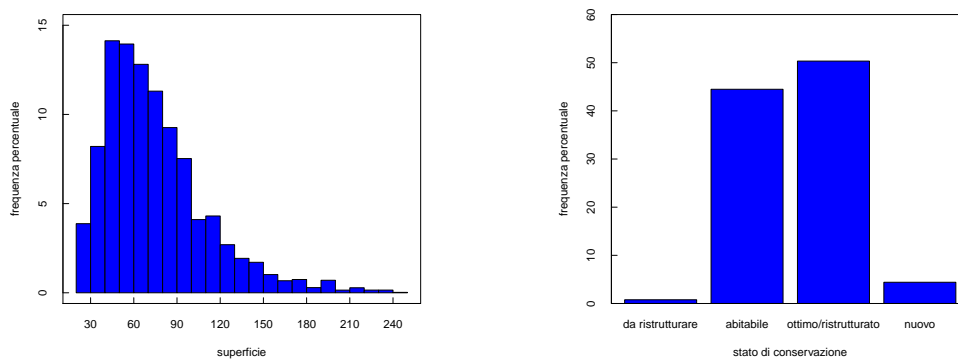
3 L’offerta di abitazioni in affitto

In questa sezione presenteremo le principali evidenze sull’offerta di abitazioni in affitto. Partiremo innanzitutto dallo studio delle caratteristiche delle abitazioni offerte. Passeremo poi all’analisi della liquidità del mercato. Guarderemo, infine, all’andamento e alle determinanti dei canoni di locazione.

3.1 Le caratteristiche delle abitazioni offerte

Il campione di abitazioni analizzato consiste per il 97,6 per cento di abitazioni classificate come appartamenti, attici o *loft*, mentre il restante 2,4 per cento include ville o case indipendenti. L’analisi delle caratteristiche delle abitazioni sarà condotta principalmente lungo tre dimensioni (superficie, stato di conservazione, localizzazione).

La figura 2(a) riporta la distribuzione empirica della superficie delle abitazioni offerte nel triennio 2016-18. La superficie media era pari a 80,2 metri quadri, risultando superiore alla mediana della distribuzione (70 mq). Quest’ultima è rimasta stabile nel corso del triennio, mentre la superficie media è lievemente scesa nel 2018.



(a) Superficie (b) Stato di conservazione
 Figura 2: Distribuzione sulla base della superficie e dello stato di conservazione

Considerando invece lo stato di conservazione, dalla figura 2(b) è possibile vedere che circa il 45 per cento delle abitazioni vengono definite “abitabili” – a cui associamo uno stato di conservazione dell’immobile medio-basso – mentre una quota leggermente superiore (50 per cento) sarebbe in ottime condizioni. Poco meno del 5 per cento delle abitazioni risultano essere di nuova costruzione.

Con riferimento alla localizzazione, la figura 3(a) riporta la distribuzione delle abitazioni tra le diverse fasce OMI⁹. Quasi il 60 per cento delle abitazioni si colloca in fascia centrale o semicentrale, circa il 30 per cento nelle fasce periferiche e solo il rimanente 10 per cento in zone suburbane o extraurbane. La figura 3(b) riporta invece la distribuzione sulla base della distanza dal centro del comune. Oltre il 60 per cento delle abitazioni dista meno di 4 km dal centro della città e circa il 90 per cento si collocano entro una distanza di 10 km.

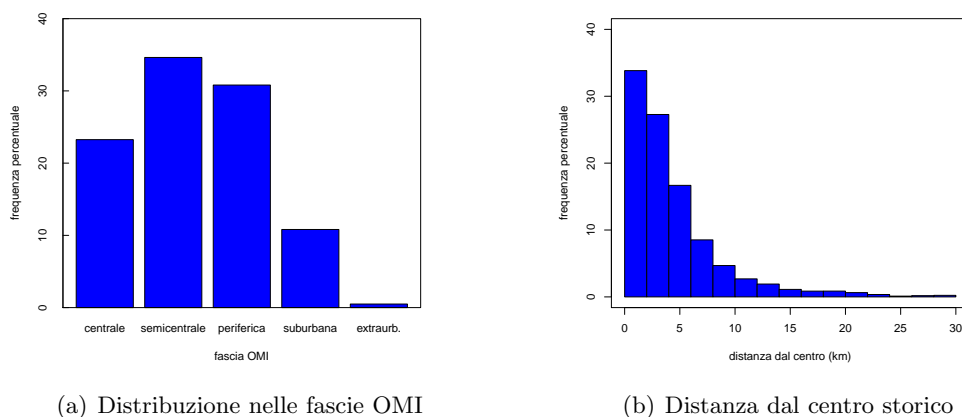


Figura 3: Distribuzione territoriale all’interno delle città

Ulteriori statistiche sulla composizione dell’offerta sono riportate nell’appendice A. In sintesi, più del 70 per cento delle abitazioni in affitto ha al massimo 3 stanze e un bagno. Si tratta di abitazioni collocate tendenzialmente su piani bassi e caratterizzati da una classe energetica scadente. In circa il 60 per cento dei casi vengono affittate già provviste di arredamento e nella gran parte dei casi non hanno il garage e il giardino. Il tipo di riscaldamento è nella maggior parte dei casi autonomo.

3.2 Offerta, domanda e liquidità del mercato

Uno dei punti di forza degli annunci *online* è dato dalla possibilità di fare inferenza sull’andamento dell’offerta, della domanda e della liquidità del mercato, ovvero analisi non riproducibili sulla base dei dati amministrativi e desumibili eventualmente da indagini campionarie.

Nel triennio 2016-18 l’offerta di abitazioni in locazione si è ridotta di circa il 10 per cento, in particolare tra il 2016 e il 2017. Il numero di case uscite dal mercato, che potenzialmente rappresentano locazioni effettive, è sceso nel 2016 e poi è risalito nel 2018, coerentemente con gli andamenti a livello nazionale desunti dalle stime dell’OMI. Secondo i dati ufficiali, infatti, nel 2018 il numero dei nuovi contratti di locazione registrati in Italia è aumentato dello 0,3 per cento, dopo essere diminuito dello 0,8 per cento nel 2017.

Nella figura 4(a) mostriamo l’andamento a frequenza trimestrale dell’offerta di abitazioni in affitto e del numero di case potenzialmente affittate. Si noti che entrambe le serie presentano una forte variabilità, verosimilmente connessa a fattori stagionali. All’interno dell’anno il picco

⁹La fascia è un’aggregazione di microzone omogenee e contigue all’interno di un comune. Sono individuate cinque possibili tipologie di fascia: centrale, semicentrale, periferica, suburbana, extraurbana. Per maggiori dettagli si veda Osservatorio del Mercato Immobiliare (2017).

dell'offerta si raggiunge nei mesi di giugno e luglio, mentre quello relativo alle potenziali locazioni si ha nei mesi di settembre e ottobre¹⁰.

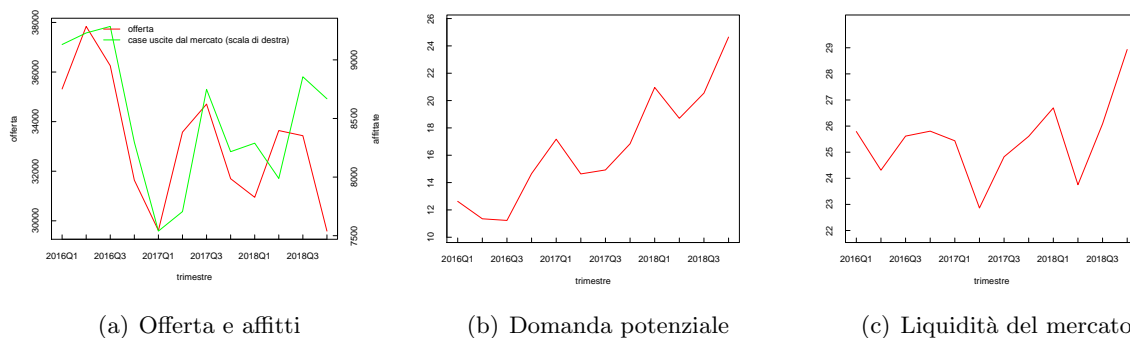


Figura 4: Offerta, domanda e liquidità del mercato

Gli annunci *online* consentono di ottenere anche indicazioni sull'evoluzione della domanda. Nel visualizzare gli annunci gli utenti segnalano infatti un potenziale interesse ad affittare un'abitazione e le caratteristiche a cui sono maggiormente interessati. Nel caso nel mercato della compravendita, Pangallo e Loberto (2018) mostrano infatti che un maggiore interesse da parte dei potenziali acquirenti comporta un andamento più favorevole dei prezzi e una maggiore liquidità del mercato.

Per costruire un indicatore della domanda potenziale utilizziamo il numero di visualizzazioni delle pagine web, che osserviamo per ogni singolo annuncio a frequenza settimanale. A partire da questi dati calcoliamo il numero medio giornaliero di visualizzazioni per annuncio, che riportiamo nella figura 4(b). Da questo grafico emerge che le pressioni dal lato della domanda si sono gradualmente intensificate tra gli inizi del 2016 e la fine del 2018, seppure con oscillazioni stagionali.

Nella figura 4(c) presentiamo infine una stima del grado di liquidità del mercato, misurata come rapporto percentuale tra il numero di case potenzialmente affittate e il numero di quelle in offerta in un dato trimestre. L'indicatore, caratterizzato anch'esso da volatilità connessa all'asincronia tra la stagionalità dell'offerta e degli affitti, ha oscillato intorno al 25 per cento, ma alla fine del 2018 è salito al 29 per cento.

Il grado di liquidità del mercato può essere misurato anche in termini di tempo necessario ad affittare un'abitazione. La tavola 2 riporta una stima del tempo medio trascorso tra la pubblicazione dell'annuncio e il momento in cui la casa è stata potenzialmente affittata. Secondo queste stime, nel 2018 il tempo medio necessario ad affittare un'abitazione era pari a 71 giorni, in graduale riduzione dai 79 giorni del 2016. Maggiore eterogeneità emerge tra le diverse città. I tempi medi per affittare un'abitazione risultano più bassi a Bologna, Firenze, Torino e Milano, mentre sono stati più elevati a Roma, Genova, Napoli e Palermo.

¹⁰Tale stagionalità nelle due serie dipende solo in parte dalle esigenze degli studenti universitari. Infatti, per mitigare gli effetti riconducibili alla cadenza dell'anno accademico dalla nostra analisi sono state escluse le offerte di locazione di singole stanze, che rappresenta una modalità estremamente diffusa in questa categoria di locatari.

Anno	Media capoluoghi	Torino	Genova	Milano	Bologna	Firenze	Roma	Napoli	Palermo
2016	79	56	86	74	80	66	79	86	89
2017	76	63	90	67	54	58	79	84	89
2018	71	52	87	60	51	59	73	81	85

Tabella 2: Tempo sul mercato

3.3 I canoni di locazione e le loro determinanti

La presenza di un ricco set informativo sulle caratteristiche fisiche delle abitazioni consente di stimare, attraverso modelli di regressione edonica, il contributo di ognuna di queste caratteristiche alla formazione del canone richiesto al metro quadro. Nella tavola 3 presentiamo i risultati di tale esercizio, basandoci sulle abitazioni offerte in locazione nel corso del 2017. Nella colonna (1) consideriamo solo le abitazioni che sono state potenzialmente affittate, dove la variabile dipendente è l'ultimo canone al metro quadro richiesto dal locatore. Nella colonna (2), invece, il campione di analisi è composto da tutte le abitazioni messe in offerta e la variabile dipendente è il canone medio al metro quadro nel trimestre di riferimento¹¹.

Le variabili incluse nella specificazione sono riportate nella tavola 3, ad eccezione delle variabili *dummies* relative alla microzone OMI, con le quali controlliamo per la localizzazione, e di quelle trimestrali, che servono a tenere conto di fattori comuni che influiscono sui prezzi tra diversi trimestri. Nel complesso, le determinanti dei prezzi sono quelle attese¹². Il canone al metro quadro diminuisce al crescere della superficie, ma la significatività statistica del coefficiente associato al quadrato della superficie segnala che l'effetto è non lineare e la sua ampiezza decrescente. Al tempo stesso si è disposti a pagare un sostanziale premio nel caso in cui lo stato dell'abitazione sia ottimo o nuovo. Altre caratteristiche che comportano un maggiore livello dei canoni sono la presenza di un secondo bagno, del box auto e dell'arredamento. Il contributo del piano risulta significativo e crescente nel suo livello; gli appartamenti disposti su più piani presentano canoni maggiori, perché si tratta generalmente di un attico con annesso superattico. La presenza di un terrazzo attribuisce un valore positivo aggiuntivo all'abitazione, mentre il contributo dei balconi sarebbe negativo. Ciò può essere dovuto al fatto che la superficie da essi occupata è computata in quella totale, quindi la superficie abitabile effettiva è inferiore a quella dichiarata e da qui ne discende un contributo negativo al canone di locazione. Tale interpretazione è rafforzata dal contributo negativo dato dalla presenza di un ripostiglio o di una pertinenza (cantina/soffitta). A parità di superficie la loro presenza va a ridurre la porzione di abitazione effettivamente vivibile, con effetti negativi su quanto i locatari sono disposti a pagare¹³.

La regressione edonica consente non solo di individuare le determinanti dei canoni, ma è anche essenziale al fine di fornire una misura corretta dell'evoluzione dei canoni di mercato. Infatti, la variazione del canone medio tra due trimestri potrebbe dipendere anche dalla tipologia di abitazioni che sono state offerte o locate, che non necessariamente è costante nel tempo. Al contrario, una valida stima della variazione del prezzo richiede che il bene osservato nei due trimestri sia lo stesso.

¹¹Nel secondo campione l'unità di osservazione è l'abitazione in un dato trimestre. Questo implica che la stessa abitazione può essere ripetuta più volte, a seconda del numero di trimestri in cui è stata presente sul mercato.

¹²I coefficienti della regressione rappresentano la variazione del canone al metro quadro in presenza di una data caratteristica rispetto a una data abitazione di riferimento. Il benchmark è rappresentato da una casa con le seguenti caratteristiche: superficie di 80 metri quadri, stato di conservazione abitabile/da ristrutturare, un bagno, piano basso (fino al primo); assenza delle altre caratteristiche (ad esempio terrazzo o giardino).

¹³I risultati dell'analisi risultano molto simili se si considerano separatamente le città metropolitane e i rimanenti capoluoghi (si veda l'appendice D).

	<i>Variabile dipendente:</i>	
	Canone richiesto al metro quadro	
	(1)	(2)
	(abitazioni uscite dal mercato)	(tutte le abitazioni offerte)
Superficie	-0,082***	-0,068***
Superficie (quadrato)	0,0002***	0,0001***
Stato di conservazione: Ottimo/Ristrutturato	0,591***	0,645***
Stato di conservazione: Nuovo	1,133***	1,222***
Numero di Bagni: 2	0,847***	0,726***
Ascensore	0,175***	0,161***
Parzialmente arredata	0,207***	0,272***
Arredata	0,624***	0,637***
Terrazzo	0,270***	0,287***
Balcone	-0,178***	-0,243***
Piano intermedio	0,047***	0,032**
Piano alto	0,076***	0,099***
Su più piani	0,229***	0,136***
Ripostiglio	-0,204***	-0,262***
Posto auto	0,182***	0,223***
Box	0,447***	0,394***
Giardino comune	-0,097***	-0,086***
Giardino privato	0,309***	0,347***
Pertinenza	-0,114***	-0,122***
Portiere	0,065***	0,066***
Dummies microzona OMI	SI	SI
Dummies trimestrali	SI	SI
Observations	73.701	152.362
R ²	0,817	0,818
Adjusted R ²	0,813	0,816
Residual Std. Error	1,894	1,984
F Statistic	178,691***	363,253***

Tabella 3: Risultati della regressione edonica

Le *dummies* temporali della regressione edonica consentono di costruire un indice dell'evoluzione dei canoni a qualità costante, ovvero che tiene conto dei cambiamenti nella composizione del campione di osservazione tra un trimestre e l'altro (si veda l'appendice C). Dalla figura 5(a) emerge che tenere conto delle caratteristiche delle abitazioni oggetto della transazione ha un impatto significativo sulla valutazione della dinamica dei canoni richiesti. A parità di caratteristiche, i canoni richiesti sono cresciuti dell'1,6 per cento nel 2017 e del 2,2 nel 2018. La dinamica dei canoni medi richiesti (che incorpora anche gli effetti di composizione) è stata più debole nel 2017 (1,1 per cento), ma più sostenuta nel 2018 (3,3 per cento). Se ne deduce, quindi, che il rialzo dei canoni di affitto tra il 2016 e il 2017 si è accompagnato anche a un lieve peggioramento della qualità delle abitazioni offerte, che ha comportato una crescita più moderata dei canoni medi osservati. Nel 2018 invece vi è stata una ricomposizione dell'offerta in favore delle abitazioni di minore dimensione, arredate e in un migliore stato di conservazione; a queste caratteristiche si associano infatti più elevati canoni di locazione al metro quadro.

L'andamento dei canoni richiesti non è stato uniforme tra le diverse città. Dalla figura 5(b) è possibile osservare il forte rialzo a Bologna, Firenze e Milano, mentre a Roma e Genova nel triennio 2016-18 gli affitti si sono ridotti.

I canoni hanno avuto andamenti divergenti anche tra i diversi segmenti di mercato. La

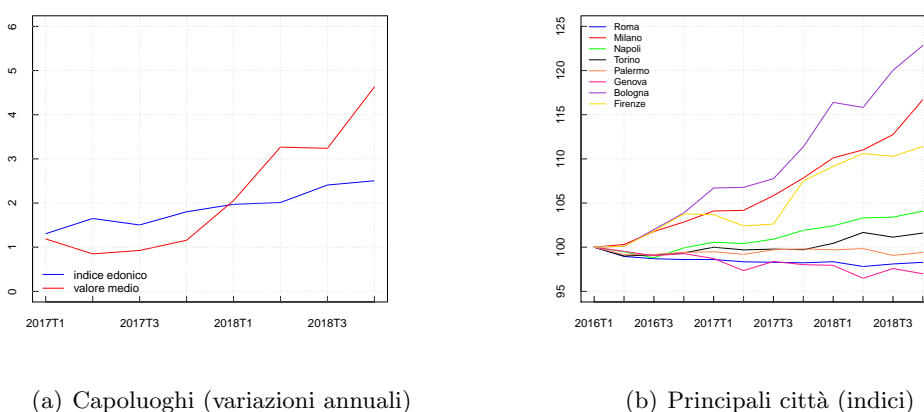


Figura 5: Canoni d'affitto richiesti.

tavola 4 presenta i livelli dei canoni al metro quadro nell'intero campione per i diversi percentili della distribuzione. Tra il 2016 e il 2018 sono cresciute sia la mediana sia la dispersione della distribuzione. L'aumento dei canoni ha interessato i percentili più alti della distribuzione, a fronte di una diminuzione nella parte inferiore. Tale andamento, che può essere osservato anche nelle principali città prese singolarmente, è coerente con quanto già mostrato in LLP relativamente ai prezzi di vendita.

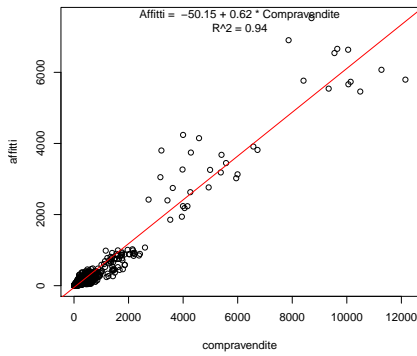
Anno	Percentili						
	5	15	25	50	75	85	95
2016	4,9	6,0	7,0	9,5	13,0	15,1	19,9
2017	4,8	6,1	7,1	9,8	13,3	15,6	20,0
2018	4,8	6,1	7,1	10,0	13,5	16,0	20,7
var. percent. 2017	-2,2	0,3	1,0	3,4	2,6	3,3	0,8
var. percent. 2018	-0,4	0,9	1,1	1,8	1,2	2,9	3,3

Tabella 4: Distribuzione dei canoni di locazione richiesti

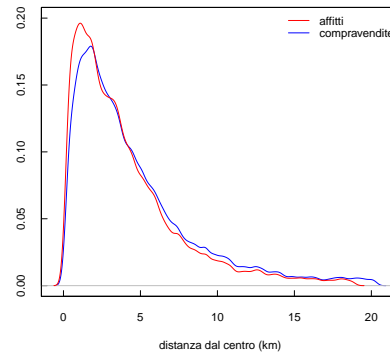
4 Il confronto con l'offerta di abitazioni in vendita

In questa sezione indaghiamo l'esistenza di differenze sistematiche nelle caratteristiche delle abitazioni tra quelle offerte in locazione e quelle proposte per la vendita.

Innanzitutto, la distribuzione delle abitazioni tra i due mercati risulta omogenea tra le diverse città. La figura 6(a) mostra che il numero di case potenzialmente affittate e di quelle vendute in un dato trimestre in ogni capoluogo di provincia sono fortemente correlati (R^2 pari a 0,94) e in media il rapporto tra le due quantità è pari a 0,48. Tuttavia, all'interno di ogni città l'offerta di abitazioni in affitto è maggiormente concentrata nelle zone più centrali rispetto all'offerta di case in vendita. Nel caso delle locazioni, l'incidenza delle case collocate nelle fasce centrali e semicentrali è pari al 58 per cento, mentre per quelle offerte in vendita è inferiore di circa 10 punti percentuali. Comunque, dalla figura 6(b) emerge che in termini di distanza dal centro della città la distribuzione delle abitazioni è abbastanza simile, seppure con una distanza media inferiore per quelle offerte in locazione.



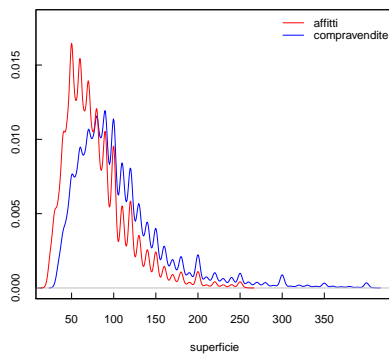
(a) Affitti e compravendite



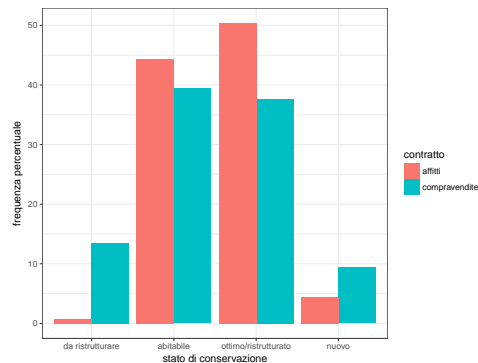
(b) Distanza dal centro storico

Figura 6: Caratteristiche delle abitazioni offerte in affitto e in vendita

Con riferimento alla superficie, le case offerte in affitto sono più piccole di quelle offerte per la vendita: in media esse misurano circa 80 metri quadri, a fronte di 103 metri quadri per quelle in vendita. Inoltre, l'intera distribuzione si colloca su valori inferiori, come è possibile vedere nella figura 7(a)¹⁴. Per quanto riguarda lo stato di conservazione degli immobili, invece, la figura 7(b) mostra che le abitazioni offerte in affitto sarebbero prevalentemente in uno stato giudicato "abitabile" o "ottimo". Solo nel 4 per cento dei casi si tratta di abitazioni in affitto in stabili di nuova costruzione, mentre è sostanzialmente nulla l'offerta di abitazioni in pessime condizioni. Nel caso del mercato della proprietà la situazione è parzialmente diversa. La quota di abitazioni di nuova costruzione è più che doppia (9 per cento) e quelle da ristrutturare ammontano al 13 per cento. L'incidenza di quelle in stato ottimo/ristrutturato è pari al 50 per cento nel caso delle locazioni, al 36 per cento per la vendita.



(a) Superficie



(b) Stato di conservazione

Figura 7: Caratteristiche delle abitazioni offerte in affitto e in vendita

Localizzazione, superficie e stato di conservazione sono le variabili che a priori posso essere considerate più influenti sulla selezione di un'abitazione in un dato mercato. Tuttavia, al fine di fornire un'analisi più dettagliata abbiamo utilizzato una regressione logistica per valutare come le differenti caratteristiche fisiche influenzano la probabilità di osservare un'abitazione tra quelle offerte in affitto ovvero in vendita. La variabile dipendente assume valore pari a 1 se la casa è osservata nel mercato delle locazioni, 0 se è offerta in quello della proprietà. La regressione

¹⁴I diversi picchi nella figura 7(a) riflettono il fatto che negli annunci vi è la tendenza ad approssimare la superficie delle abitazioni in corrispondenza delle decine.

logistica ci consente invece di capire come il rapporto tra la probabilità che un'abitazione sia offerta in affitto e quella che sia proposta in vendita (*odds*) cambia al variare delle caratteristiche. I risultati di tale esercizio sono presentati nella tavola 5.

Un'abitazione è più probabile che venga messa in affitto se piccola e localizzata in una zona centrale. Inoltre, tale probabilità diminuisce in misura rilevante nel caso si tratti di una casa indipendente invece che di un appartamento. È verosimile che ciò rifletta principalmente le differenze demografiche tra proprietari e affittuari. Nella nostra regressione di base non vi è un ruolo rilevante della presenza di un terrazzo/balcone o del piano, ad eccezione delle abitazioni disposte su più piani, che trattandosi generalmente di attici con superattico si caratterizzano per un livello qualitativo tendenzialmente alto. La presenza di un box auto o di un giardino favoriscono la selezione dell'abitazione nel mercato delle compravendite, mentre la presenza di un portiere rende relativamente più probabile che la casa sia affittata¹⁵.

	<i>Variabile dipendente:</i>	
	Abitazione offerta in affitto (si/no)	
	(1)	(2)
	coefficienti logit	odd-ratio
Distanza dal centro (km)	-0,027***	0,973***
Fascia semicentrale	-0,205***	0,815***
Fascia periferica	-0,447***	0,640***
Fascia suburbana	-0,244***	0,783***
Fascia extraurbana	-0,285***	0,752***
Superficie	-0,008***	0,992***
Stato di conservazione: Da ristrutturare	-3,062***	0,047***
Stato di conservazione: Ottimo/Ristrutturato	0,126***	1,134***
Stato di conservazione: Nuovo	-0,739***	0,478***
Villa	-0,208***	0,812***
Numero di Bagni: 2	-0,101***	0,904***
Piano intermedio	0,036***	1,037***
Piano alto	0,021***	1,022***
Su più piani	-0,182***	0,833***
Posto auto	0,049***	1,051***
Box	-0,507***	0,602***
Giardino comune	-0,129***	0,879***
Giardino privato	-0,288***	0,750***
Ascensore	0,161***	1,175***
Terrazzo	-0,039***	0,962***
Balcone	-0,079***	0,924***
Pertinenza	-0,954***	0,385***
Portiere	0,312***	1,367***
Ripostiglio	-0,291***	0,748***
Dummies città	SI	SI
Dummies trimestrali	SI	SI
Numero di osservazioni	790.243	790.243

Tabella 5: Determinanti dell'offerta di case in vendita o in affitto

¹⁵I risultati dell'analisi risultano molto simili se si considerano separatamente le città metropolitane e i rimanenti capoluoghi (si veda l'appendice D).

4.1 Il saggio di redditività

La disponibilità di dati sia sugli affitti sia sulle compravendite fornisce l'occasione di analizzare l'andamento del saggio di rendimento degli immobili.

In linea di principio tale analisi richiederebbe l'utilizzo di dati sui prezzi di vendita e i canoni di locazione effettivi, che purtroppo in Italia, a differenza di molti altri paesi, non vengono resi disponibili al pubblico. Tuttavia, di seguito facciamo vedere che i prezzi e i canoni richiesti forniscono indicazioni molto simili a quelli effettivi e, inoltre, consentono una maggiore profondità di analisi, grazie alle informazioni sulle caratteristiche degli immobili.

La stima del saggio di redditività delle abitazioni è funzionale a diversi obiettivi. Esso infatti è un input essenziale per la stima del valore degli immobili non oggetto di transazione, oltre a essere considerato un indicatore di vulnerabilità a fini macroprudenziali¹⁶. Ma soprattutto, si tratta della variabile chiave per valutare la bontà delle scelte delle famiglie tra locazione e acquisizione della proprietà, quindi in ultima istanza dell'allocazione della loro ricchezza.

In linea di principio, il saggio di redditività lordo di un immobile può essere espresso come il rapporto percentuale tra il reddito annuo che esso può produrre (canone di locazione) e il suo valore. Tuttavia, la sua stima presenta notevoli difficoltà, legate sia alla disponibilità dei dati sia alla segmentazione del mercato delle abitazioni. In un mondo ideale sia il canone di locazione sia il valore andrebbero calcolati sulla stessa unità immobiliare per non incorrere in distorsioni determinate dagli effetti di selezione descritti nella precedente sezione. Purtroppo ciò è possibile solo in poche circostanze, ad esempio nel caso del *buy-to-let*¹⁷.

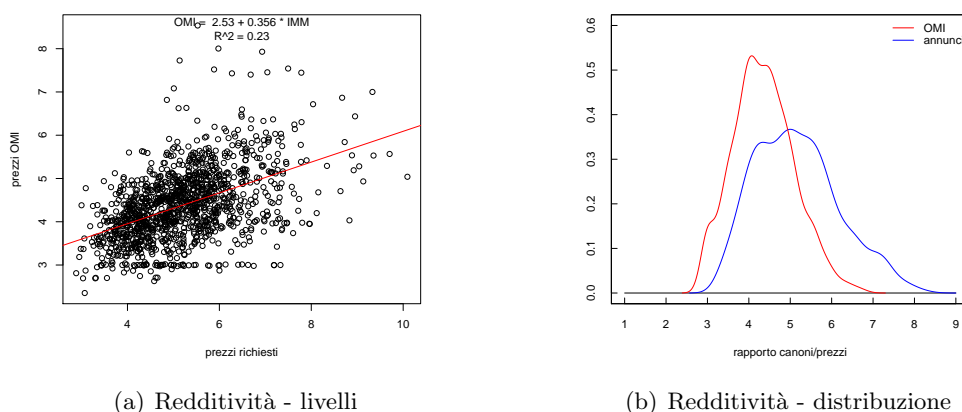


Figura 8: Saggi di redditività delle abitazioni

Sulla base dei canoni di locazione e dei prezzi di vendita richiesti, il saggio di rendimento medio nei capoluoghi di provincia sarebbe stato pari al 5,02 per cento nel 2016, al 5,24 nel 2017 e al 5,42 nel 2018. Tali valori risultano di circa un punto percentuale superiori a quelli desunti dalle quotazioni OMI – che si basano sui valori di transazione dichiarati nei contratti – pari infatti al 4,32 per cento nel 2016 e al 4,40 nel 2017 e al 4,46 nel 2018¹⁸.

In aggiunta alle differenze nel livello medio, la figura 8(a) mostra che in generale la correlazione tra i saggi di redditività nelle microzone OMI calcolati sulla base delle due fonti di dati non è elevata (R^2 pari a 0,23). Anche la dispersione nei saggi di rendimento tra le diverse

¹⁶Una persistente diminuzione del saggio di redditività in una fase di rialzo dei prezzi delle case potrebbe segnalare la formazione di una bolla speculativa (Ciocchetta et al., 2016). Infatti, il saggio di redditività lordo è l'inverso del *price-to-rent ratio*.

¹⁷Nel *buy-to-let* un individuo acquista un'abitazione per affittarla a un terzo. Si veda Bracke (2015) per un'analisi del caso inglese e Festa, Serafini e Barbaccia (2016) per l'Italia.

¹⁸Entrambe le statistiche sono state calcolate sulla base dei canoni e dei prezzi medi in ogni microzona OMI. Il saggio medio di redditività è dato dalla media semplice dei saggi a livello di microzona.

microzone OMI presenta ampie differenze, come emerge dalla figura 8(b). La mediana della distribuzione è pari al 5,1 per cento nel caso degli annunci e al 4,3 secondo le quotazioni OMI. La distribuzione dei saggi calcolata sui dati di Immobiliare.it è inoltre più dispersa: il 5° percentile è pari al 3,7 per cento, contro il 3,0 nei dati OMI; il 95° percentile è pari al 7,1 e al 5,7 per cento, rispettivamente.

Sia gli annunci online sia i dati OMI segnalano comunque un incremento del saggio di rendimento delle abitazioni tra il 2016 e il 2018. La differenza nel saggio medio tra le due fonti si spiega invece con la possibile presenza di uno sconto rispetto alle richieste dei proprietari e con il consistente divario tra gli affitti richiesti e quelli dichiarati nei contratti. Ad esempio, secondo il Sondaggio sul mercato delle abitazioni in Italia nel 2017 lo sconto medio sul prezzo di vendita richiesto era pari all'11,4 per cento, mentre quello sui canoni era pari al 3,9 per cento. Correggendo per lo sconto medio, il saggio di rendimento effettivo calcolato a partire dagli annunci online sarebbe $5,24 * 1,114 / 1,039 = 5,62$. Il rapporto tra tale valore e il saggio di rendimento desunto dalle quotazioni OMI è pari a 1,28, che è coerente con il divario pari a circa il 30 per cento tra i canoni richiesti e quelli dichiarati nei contratti di locazione evidenziato nella sezione 2.2.

La possibilità di osservare le caratteristiche delle abitazioni ci consente valutare se il saggio di rendimento dipenda dalle caratteristiche delle abitazioni. Infatti, le caratteristiche fisiche o la localizzazione di un'abitazione: *a)* influiscono sulla probabilità che essa venga offerta in locazione piuttosto che in vendita; *b)* possono avere diversa rilevanza nella determinazione del suo prezzo a seconda che la si osservi nel mercato degli affitti o della proprietà.

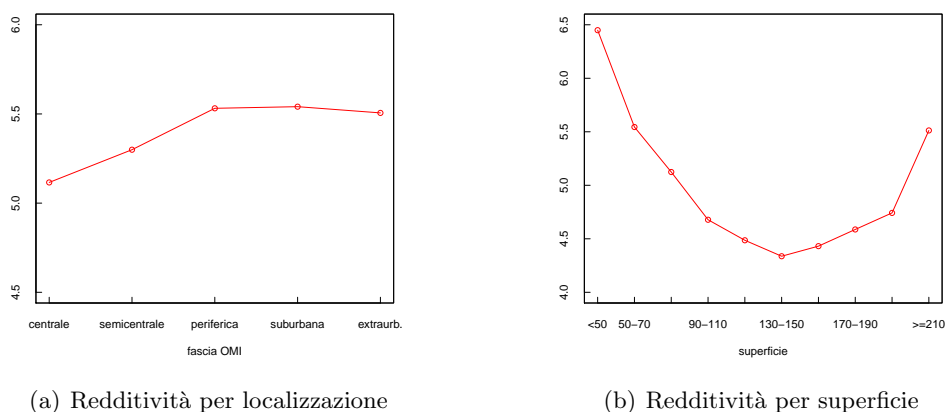


Figura 9: Saggi di redditività delle abitazioni

La figura 9(a) riporta i saggi medi di redditività distinti per localizzazione all'interno del comune, ripartendo le abitazioni tra le diverse fasce OMI. Il rapporto tra affitti e prezzi cresce con la distanza dal centro del comune, passando dal 5,1 per cento nel centro storico al 5,5 per cento.

Tale risultato può sembrare apparentemente controintuitivo. Nella precedente sezione, infatti, abbiamo mostrato che un'abitazione localizzata in periferia è relativamente più probabile che venga messa in vendita invece che offerta in locazione, mentre i risultati della figura 9(a) implicherebbero una maggiore convenienza per il proprietario di un'unità immobiliare in periferia ad affittare invece che vendere. Questo risultato è tuttavia in linea con l'evidenza di una maggiore incidenza di affittuari nelle zone centrali. Sulla base di nostre stime basate sui dati del censimento Istat del 2011, la percentuale media di famiglie che vivono in affitto nella fascia centrale nei capoluoghi di provincia è pari al 27 per cento. Tale percentuale scende al 22 per cento nella fascia semicentrale, al 21 nella fascia periferica, al 16 in quella suburbana, al 10 nella fascia extraurbana.

<i>Variabile dipendente:</i>	
Saggio di redditività	
Costante	7,822***
Villa	0,499***
Abitazione di nuova costruzione	-0,726***
Fascia di prezzo: 25-50 perc.	-0,400***
Fascia di prezzo: 50-75 perc.	-0,728***
Fascia di prezzo: 75-100 perc.	-1,133***
Superficie: 50-70m ²	-1,449***
Superficie: 70-90m ²	-2,276***
Superficie: 90-110m ²	-2,860***
Superficie: 110-130m ²	-3,291***
Superficie: 130-150m ²	-3,426***
Superficie: 150-170m ²	-3,483***
Superficie: 170-190m ²	-3,528***
Superficie: 190-210m ²	-3,461***
Superficie: oltre 210m ²	-3,524***
Fascia semicentrale	-0,002
Fascia periferica	-0,130***
Fascia suburbana	-0,117***
Fascia extraurbana	-0,513***
Dummies città	SI
Numero di osservazioni	35.093
R ²	0,412
Adjusted R ²	0,410
Residual Std. Error	1,643
F Statistic	200,854***

Tabella 6: Determinanti del saggio di redditività

Nella figura 9(b) mostriamo invece la variazione del saggio di redditività per classe dimensionale dell'abitazione. Le abitazioni con la maggiore redditività sono quelle con una superficie inferiore a 50 metri quadri (6,5 per cento). Il tasso di rendimento è inizialmente decrescente nella superficie, raggiungendo il valore minimo nella classe dimensionale 130-150 metri quadri (4,3 per cento). Da questo momento in poi il saggio di redditività riprende a crescere, portandosi al 5,5 per cento per le abitazioni con una superficie superiore ai 210 metri quadri.

L'andamento del saggio di rendimento in base alla localizzazione e alla dimensione delle abitazioni calcolato sui dati degli annunci è qualitativamente coerente con i risultati riportati in Festa, Serafini e Barbaccia (2016) per le città di Roma e Milano, basati sui prezzi di vendita e i canoni di locazione effettivi.

Considerare congiuntamente le diverse caratteristiche degli immobili fornisce un quadro in parte diverso e aiuta a razionalizzare il risultato controintuitivo relativo alla localizzazione (Halket, Nesheim e Oswald, 2015). A tal fine abbiamo ripartito le abitazioni potenzialmente affittate o vendute in ogni microzona in diverse celle, a seconda del tipo di immobile (appartamento o casa indipendente), dello stato di conservazione (esistente o di nuova costruzione) e della superficie (suddivisa in classi). Per ogni microzona possono esistere quindi più celle, cioè gruppi omogenei di case offerte in affitto oppure in vendita, per i quali viene calcolato il saggio di redditività come rapporto tra il canone annuo medio e il prezzo richiesto medio. Ogni cella equivale quindi a un'osservazione, con un proprio saggio di redditività e proprie caratteristiche; intuitivamente esse sono la migliore *proxy* di un'abitazione offerta contestualmente in vendita e in affitto. Queste celle si differenziano poi per la localizzazione della microzona e per il valore

relativo delle abitazioni nel confronto comunale¹⁹.

La tavola 6 riporta i risultati di una regressione lineare del saggio di redditività sulle variabili sinora elencate. Da tale analisi emerge che il saggio di redditività decresce nella distanza dal centro del comune, seppur in misura contenuta. A parità di altre caratteristiche un'abitazione avrebbe quindi minore redditività in periferia rispetto al centro. Guardando alla superficie, invece, si conferma il forte decremento del saggio di rendimento all'aumentare della dimensione, ma al di sopra dei 130 metri quadri adesso rimane pressoché costante. Ciò è verosimilmente dovuto al fatto che si controlla per la tipologia dell'immobile: le ville e le case indipendenti a parità di altre caratteristiche presentano una redditività superiore rispetto agli appartamenti. Essendo esse caratterizzate da una superficie media ben superiore rispetto agli appartamenti, controllare esplicitamente per la tipologia di immobile consente di spiegare la non-monotonicità osservabile nella figura 9(b). Si noti, infine, che le abitazioni di nuova costruzione presentano una redditività minore rispetto a quelle esistenti.

5 Conclusioni

In questo lavoro abbiamo analizzato il contenuto informativo di una banca dati di annunci di locazione *online* messa a disposizione da Immobiliare.it, illustrandone le potenzialità per l'analisi della struttura e degli andamenti del mercato degli affitti nelle città italiane.

Questa nuova fonte informativa è capace di cogliere l'eterogeneità spaziale nei canoni di locazione desumibili dalle statistiche ufficiali pubblicate dall'OMI, pur in presenza di un significativo divario positivo tra le stime dei canoni medi richiesti e di quelli finali. Inoltre, la dinamica dei canoni richiesti dai locatori approssima fedelmente quella dei canoni effettivi.

La banca dati consente di gettare luce su fenomeni finora non misurabili, quali l'andamento del numero di case offerte in locazione, le condizioni della domanda, la liquidità del mercato e il tempo medio sul mercato di una casa offerta in locazione. La disponibilità dei microdati permette poi di guardare all'intera distribuzione dei canoni di locazione richiesti e di mettere in evidenza l'eterogeneità degli andamenti tra diversi segmenti. In particolare, la crescita del canone medio tra il 2016 e il 2018 è principalmente il frutto dell'aumento registrato nei percentili più alti della distribuzione, a fronte di una diminuzione nella parte inferiore.

La disponibilità di un ricco set informativo sulle caratteristiche fisiche delle abitazioni consente di individuare il contributo di ognuna di esse alla formazione del canone richiesto dal locatore, nonché di costruire indici edonici dei prezzi delle locazioni. Da questi emerge che, una volta tenuto conto delle proprietà fisiche degli immobili offerti, nei comuni capoluogo di provincia i canoni richiesti per metro quadro sarebbero cresciuti dell'1,6 per cento nel 2017 e avrebbero accelerato al 2,2 nel 2018. Il diverso andamento dei canoni medi al metro quadro direttamente rilevati dalle inserzioni, aumentati nell'ultimo anno del 3,3 per cento, segnala che è in atto una ricomposizione dell'offerta in favore delle abitazioni di minore dimensione, arredate e in un migliore stato di conservazione; a queste caratteristiche si associano infatti più elevati canoni di locazione al metro quadro.

Infine, abbiamo mostrato come vi siano differenze sistematiche nelle caratteristiche medie delle abitazioni offerte in affitto rispetto a quelle messe in vendita. Tale evidenza ha forti implicazioni per la stima del saggio di redditività delle abitazioni, il quale non solo varia tra le diverse città e al loro interno, ma dipende anche dalle proprietà fisiche delle abitazioni. In particolare, esso decresce con la superficie dell'abitazione, mentre è meno influenzato dalla localizzazione.

Nel complesso, in un contesto di prolungata flessione dei prezzi di vendita, il rialzo dei canoni di locazione ha comportato un aumento del saggio di rendimento delle abitazioni. Purtroppo,

¹⁹Per ogni singola città le microzone sono state ordinate sulla base dei valori medi dei prezzi delle case desumibili dalle quotazioni OMI e classificate in quartili. In tal modo è possibile controllare per i livelli di servizi presenti nella microzona (ad esempio scuole, ospedali, tasso di criminalità) nel confronto con il resto della città.

il set informativo a nostra disposizione non consente di individuare le determinanti delle dinamiche eterogenee tra il mercato della proprietà e quello della locazione. Queste potrebbero essere indotte da una minore attrattività o accessibilità della proprietà immobiliare nell'attuale fase ciclica, soprattutto in alcune fasce della popolazione: secondo l'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane l'incidenza di affittuari tra le coorti più giovani mostra un graduale rialzo, da circa il 31 per cento nel 2006 al 37 nel 2016. I canoni di affitto potrebbero poi risentire della recente diffusione dei cosiddetti affitti brevi, che possono comportare una riduzione dell'offerta nel mercato della locazione di lungo periodo. L'individuazione delle determinanti del diverso andamento del mercato delle locazioni rispetto a quello delle compravendite viene lasciato come argomento di futura indagine.

Riferimenti bibliografici

- Ambrose, Brent W., e Moussa Diop.** 2018. “Information Asymmetry, Regulations, and Equilibrium Outcomes: Theory and Evidence from the Housing Rental Market.” *Real Estate Economics*.
- Andrews, Dan, Aida Caldera Sánchez, e Åsa Johansson.** 2011. “Housing Markets and Structural Policies in OECD Countries.” , (836).
- Banca d’Italia.** 2018. *Indagine sui bilanci delle famiglie italiane nell’anno 2016*.
- Bracke, Philippe.** 2015. “House Prices and Rents: Microevidence from a Matched Data Set in Central London.” *Real Estate Economics*, 43(2): 403–431.
- Caprara, Diego, Riccardo De Bonis, e Luigi Infante.** 2018. “La ricchezza delle famiglie in sintesi: l’Italia e il confronto internazionale.” Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 470.
- Christen, Peter.** 2012. *Data Matching: Concepts and Techniques for Record Linkage, Entity Resolution, and Duplicate Detection*. Springer Publishing Company, Incorporated.
- Ciocchetta, Federica, Wanda Cornacchia, Roberto Felici, e Michele Loberto.** 2016. “Assessing financial stability risks from the real estate market in Italy.” Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) 323.
- Festa, Maurizio, Saverio Serafini, e Isidora Barbaccia.** 2016. “Saggi di redditività del mercato immobiliare residenziale.” Quaderni dell’Osservatorio.
- Halket, Jonathan, Lars Nesheim, e Florian Oswald.** 2015. “The housing stock, housing prices, and user costs: The roles of location, structure and unobserved quality.” Sciences Po Sciences Po publications cwp73/15.
- Head, Allen, e Huw Lloyd-Ellis.** 2012. “Housing liquidity, mobility, and the labour market.” *Review of Economic Studies*, 79(4): 1559–1589.
- Landvoigt, Tim, Monika Piazzesi, e Martin Schneider.** 2015. “The Housing Market(s) of San Diego.” *American Economic Review*, 105(4): 1371–1407.
- Le, Quoc, e Tomas Mikolov.** 2014. “Distributed representations of sentences and documents.” 1188–1196.
- Liberati, Danilo, e Michele Loberto.** 2019. “Taxation and Housing Markets with Search Frictions.” *Journal of Housing Economics*.
- Loberto, Michele, Andrea Luciani, e Marco Pangallo.** 2018. “The potential of big housing data: an application to the Italian real-estate market.” Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area Temi di discussione (Economic working papers) 1171.
- Modena, Francesca, e Concetta Rondinelli.** 2011. “Leaving home and housing prices. The experience of Italian youth emancipation.” Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area Temi di discussione (Economic working papers) 818.
- Naumann, Felix, e Melanie Herschel.** 2010. *An Introduction to Duplicate Detection*. Morgan and Claypool Publishers.
- Osservatorio del Mercato Immobiliare.** 2017. “Manuale della Banca Dati Quotazioni dell’Osservatorio del Mercato Immobiliare.”

- Osservatorio del Mercato Immobiliare.** 2018. “Rapporto Immobiliare 2018. Il settore residenziale.”
- Oswald, Andrew.** 1997. “Theory of homes and jobs.” *University of Warwick, mimeo.*
- Pangallo, Marco, e Michele Loberto.** 2018. “Home is where the ad is: online interest proxies housing demand.” *EPJ Data Science*, 7(1): 47.
- Piazzesi, M., e M. Schneider.** 2016. “Chapter 19 - Housing and Macroeconomics.” In . Vol. 2 of *Handbook of Macroeconomics*, , ed. John B. Taylor e Harald Uhlig, 1547 – 1640. Elsevier.
- Quinlan, J. Ross.** 1993. *C4.5: Programs for Machine Learning*. San Francisco, CA, USA:Morgan Kaufmann Publishers Inc.
- Rondinelli, Concetta, e Giovanni Veronese.** 2011. “Housing rent dynamics in Italy.” *Economic Modelling*, 28(1-2): 540–548.

A Statistiche descrittive

Variabile	Categoria	N	%
Tipo di proprietà	appartamento	316392	97,6
	indipendente	7711	2,4
Numero di stanze	NA	4764	1,5
	1	34281	10,6
	2	114557	35,3
	3	92170	28,4
	4	51772	16,0
	5 o più	26559	8,2
Numero di bagni	NA	3063	0,9
	1	241696	74,6
	2	69465	21,4
	3 o più	9879	3,0
Livello di piano	NA	21142	6,5
	interrato	2391	0,7
	0	35448	10,9
	1	87430	27,0
	2	59086	18,2
	3	44532	13,7
	4	28910	8,9
	5	17888	5,5
	6	9050	2,8
	7	4913	1,5
	8	2517	0,8
	9	1066	0,3
	10 o più	1059	0,3
	su più livelli	8671	2,7
Stato di conservazione	NA	14625	4,5
	da ristrutturare	2390	0,7
	abitabile	137666	42,5
	ottimo/ristrutturato	155779	48,1
	nuovo/in costruzione	13643	4,2
Classe energetica	NA	60352	18,6
	A	7565	2,3
	B	5647	1,7
	C	8858	2,7
	D	16844	5,2
	E	20022	6,2
	F	31181	9,6
	G	163010	50,3
	immobile esente	10624	3,3

Tabella 7: Statistiche descrittive

Variabile	Categoria	N	%
Arredamento	NA	13722	4,2
	Assente	69349	21,4
	Parzialmente arredato	48174	14,9
	Arredato	192858	59,5
Ascensore	Assente	133977	41,3
	Presente	190126	58,7
Garage	Assente	259603	80,1
	Posto auto	21211	6,5
	Box	43289	13,4
Giardino	Assente	243022	75,0
	Comune	57132	17,6
	Privato	23949	7,4
Tipologia di cucina	NA	35543	11,0
	Angolo cottura	81966	25,3
	Cucinotto	50628	15,6
	Cucina abitabile	155966	48,1
Tipologia di riscaldamento	NA	21547	6,6
	Centralizzato	110174	34,0
	Autonomo	178853	55,2
Balcone	Assente	144076	44,5
	Presente	180027	55,5
Terrazzo	Assente	248129	76,6
	Presente	75974	23,4
Aria condizionata	NA	167467	51,7
	Assente	94070	29,0
	Presente	62566	19,3
Ripostiglio	Assente	256111	79,0
	Presente	67992	21,0
Cantina/mansarda	Assente	260378	80,3
	Presente	63725	19,7
Portiere	Assente	286188	88,3
	Presente	37915	11,7

Tabella 8: Statistiche descrittive

B Identificazione dei duplicati

Data la presenza di una frazione significativa di annunci duplicati, il nostro primo obiettivo è quello di creare un nuovo dataset in cui l’unità di osservazione non è l’annuncio ma la singola unità abitativa. Ciò significa che bisogna identificare gli annunci duplicati e condensare l’informazione in essi contenuta come se fossero un singolo annuncio. In questa appendice forniamo una breve descrizione di tale processo, rimandando a Loberto, Luciani e Pangallo (2018) per la descrizione approfondita dei singoli passaggi. Il nostro approccio si basa sulle metodologie standard adottate per la rimozione dei duplicati nei dataset e, in particolare, su Naumann e Herschel (2010) e Christen (2012). In sintesi, l’operazione avviene in tre passaggi.

Step 1. Nella prima fase si lavora sui singoli annunci. Innanzitutto, utilizziamo strumenti di analisi testuale per estrarre dal testo presente nel campo descrizione l’informazione necessaria per l’imputazione dei dati mancanti. Tale operazione viene condotta solo per alcune variabili, quali: stato di conservazione, piano, numero di stanze e di bagni, garage, giardino, terrazzo, balcone, arredamento, ascensore. Maggiore è l’informazione, maggiore la precisione nell’individuazione dei duplicati.

Dopo, associamo a ogni descrizione testuale un vettore numerico, al fine di misurare la distanza tra due descrizioni per capire se si riferiscono alla stessa abitazione. A tal fine utilizziamo l’algoritmo Paragraph Vector (o *doc2vec*) proposto da Le e Mikolov (2014), che prende

in considerazione sia l'ordine sia la semantica delle parole. I vettori numerici calcolati dal *doc2vec* possono essere utilizzati per costruire una misura quantitativa della somiglianza tra le descrizioni.

Infine, convertiamo alcune variabili categoriche ordinate in variabili numeriche intere (0,1,...), mantenendo l'ordinamento originale, per calcolare la differenza tra alcune caratteristiche. Ad esempio, se due annunci riportano che lo stato di conservazione è in un caso buono (valore pari 1) e nell'altro ottimo (valore pari a 2), è possibile che si riferiscano alla stessa abitazione. Se invece un annuncio riporta che l'abitazione è da ristrutturare (valore 0) e l'altro che è in ottimo stato (pari a 2), è improbabile che i due annunci siano duplicati. Quindi, prendendo la differenza in valore assoluto della variabile stato di conservazione per le due case, avremmo nel primo caso un valore pari a 1 e nel secondo pari a 2. Se la variabile avesse lo stesso valore in entrambi gli annunci, allora la differenza sarebbe pari a 0.

Step 2. Nella seconda fase vengono messe a confronto tutte le coppie di annunci che possono potenzialmente essere duplicati – perché sono geograficamente vicini (distanza minore di 500 metri) e il canone richiesto è relativamente simile (differenza inferiore a 50 euro in valore assoluto o al 25 per cento) – e si valutano quali coppie devono essere considerate come duplicati, cioè se si riferiscono alla stessa unità abitativa. Per quest'ultima operazione utilizziamo un algoritmo di *machine learning*, in particolare l'albero di classificazione C5.0 proposto da Quinlan (1993). Il vantaggio di tale strumento sta nel fatto l'algoritmo apprende autonomamente quali variabili sono più rilevanti per identificare i duplicati. A tal fine, esso deve essere preventivamente “addestrato” su un *training sample* sufficientemente ampio di coppie di annunci di cui sappiamo con certezza se sono duplicati o meno.

I modelli utilizzati sono due, a seconda che la coppia di annunci presa in esame sia stata pubblicata dalla stessa agenzia oppure da due soggetti distinti. La tavola 9 presenta i risultati relativi alla performance previsiva out-of-sample di entrambi i modelli, mentre la tavola 10 specifica le variabili utilizzate dai due modelli per la classificazione delle coppie di annunci.

	Numero di osservazioni	Numero di duplicati	Precision	Recall	F-measure
Diversa agenzia	2407	1252	0,857	0,879	0,868
Stessa agenzia	582	151	0,891	0,824	0,856

Precision = TP/(TP+FP). Recall = TP/(TP+FN). F-measure = 2*(Precision*Recall)/(Precision+Recall). TP = veri positivi; FP = falsi positivi; FN = falsi negativi.

Tabella 9: Performance previsiva dei modelli di classificazione

Step 3. Nell'ultima fase utilizziamo la lista di coppie di annunci duplicati per creare gruppi di annunci (*clusters*) che fanno riferimento a un'unica unità abitativa. Infine, aggregiamo le informazioni provenienti dai diversi annunci prendendo per ogni variabile la categoria con frequenza assoluta più alta (nel caso di latitudine e longitudine prendiamo invece la media semplice).

Variabile	Diverse agenzie	Stessa agenzia	Descrizione
Prezzo	Si	Si	Differenza assoluta
Prezzo	Si	Si	Differenza percentuale
Superficie	Si	Si	Differenza assoluta
Superficie	Si	Si	Differenza percentuale
Piano	Si	Si	Differenza assoluta
Distanza	Si	Si	Differenza assoluta
Indirizzo	Si	Si	Funzione indicatrice: 1 se vi è almeno una parola in comune
Balcone	Si	Si	Funzione indicatrice: 1 se ha lo stesso valore
Terrazzo	Si	Si	Funzione indicatrice: 1 se ha lo stesso valore
Stato di conservazione	Si	Si	Differenza assoluta
Classe energetica	No	Si	Differenza assoluta
Numero di bagni	Si	No	Differenza assoluta
Tipo di riscaldamento	Si	Si	Funzione indicatrice: 1 se ha lo stesso valore
Descrizione	Si	No	Coseno di similitudine tra i vettori calcolati con la metodologia <i>Paragraph vectors</i>
Descrizione	No	Si	Distanza di Levenshtein
Aria condizionata	Si	No	Funzione indicatrice: 1 se ha lo stesso valore
Numero di stanze	Si	No	Differenza assoluta
Giardino	No	Si	Differenza assoluta
Ripostiglio	No	Si	Funzione indicatrice: 1 se ha lo stesso valore
Portiere	Si	No	Funzione indicatrice: 1 se ha lo stesso valore

Tabella 10: Variabili utilizzate nei modelli di classificazione

C Stima dell'indice edonico dei canoni di locazione

L'unità di osservazione è l'annuncio i nel periodo t , per il quale si osservano le caratteristiche fisiche e il canone richiesto in ognuno dei periodi in cui è stato visibile online. Laddove nel corso del periodo di riferimento il canone riportato in un medesimo annuncio abbia subito variazioni, si considera la media semplice tra le diverse richieste.

Il campione viene ripartito in 8 strati, identificati sulla base della regione di appartenenza. Gli strati sono i seguenti: (1) Valle d'Aosta, Piemonte e Liguria; (2) Lombardia; (3) Trentino Alto Adige, Veneto e Friuli Venezia Giulia; (4) Emilia Romagna e Marche; (5) Toscana e Umbria; (6) Lazio; (7) Abruzzo, Molise, Campania, Basilicata e Calabria; (8) Sicilia e Sardegna.

Per ogni strato viene stimata la seguente regressione lineare:

$$\log(P_{it}) = \alpha_0 + \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau} D_{i\tau} + \beta \mathbf{x}_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

dove $\log(P_{it})$ è il logaritmo del canone al metro quadro dell'annuncio i nel periodo t , α_0 è una costante, $D_{i\tau}$ è una variabile dummy temporale mensile che assume valore pari a 1 se il canone è osservato al tempo τ (0 altrimenti), \mathbf{x}_i include le caratteristiche fisiche e la localizzazione dell'abitazione e ε_{it} rappresenta una componente di errore.

Le caratteristiche fisiche dell'abitazione di cui si tiene conto sono le seguenti: tipologia di immobile, superficie, stato di conservazione, numero di bagni, piano, presenza di garage, giardino, ascensore, terrazzo, balcone, pertinenze, portierato. Nel caso delle locazioni viene inclusa tra i regressori la disponibilità dell'arredamento. Infine, si tiene conto della localizzazione grazie all'inclusione di variabili dummy geografiche che identificano la microzona OMI.

Per ogni strato si deriva l'indice edonico dei prezzi. Una volta tenuto conto delle diverse caratteristiche, il parametro δ_{τ} riflette solo l'effetto del tempo sul logaritmo del prezzo. Prendendo l'esponenziale dei coefficienti stimati $\hat{\delta}_{\tau}$ è quindi possibile calcolare la variazione del prezzo della casa, aggiustato per la qualità, tra il periodo base 0 e ciascun periodo di confronto τ . In altri

termini, la variazione cumulata dei prezzi tra il tempo 0 e il generico tempo τ è definita come:

$$P_0^\tau = e^{\hat{\delta}\tau}. \quad (2)$$

I diversi sotto-indici vengono aggregati nell'indice generale utilizzando un sistema di pesi basato lo stock di abitazioni nello strato secondo la rilevazione censuaria del 2011. La figura 10 riporta le stime a frequenza mensile dell'indice dei canoni per ognuno degli otto strati.

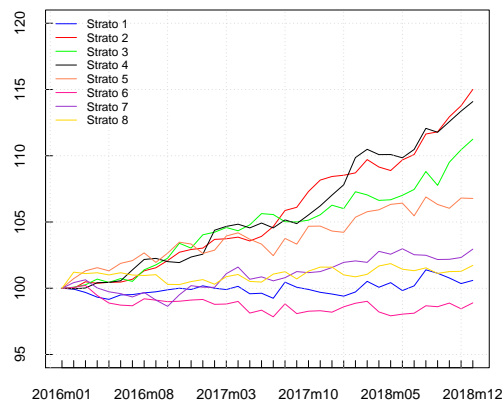


Figura 10: Canoni d'affitto richiesti (indici)

D Ulteriori risultati

	<i>Variabile dipendente:</i>	
	Canone richiesto al metro quadro	
	(abitazioni uscite dal mercato)	(tutte le abitazioni offerte)
Superficie	-0,082*** (0,001)	-0,068*** (0,0003)
Superficie (quadrato)	0,0002*** (0,00000)	0,0001*** (0,00000)
Stato di conservazione: Ottimo/Ristrutturato	0,591*** (0,015)	0,645*** (0,011)
Stato di conservazione: Nuovo	1,133*** (0,038)	1,222*** (0,027)
Numero di Bagni: 2	0,847*** (0,023)	0,726*** (0,016)
Ascensore	0,175*** (0,017)	0,161*** (0,013)
Parzialmente arredata	0,207*** (0,024)	0,272*** (0,017)
Arredata	0,624*** (0,020)	0,637*** (0,014)
Terrazzo	0,270*** (0,019)	0,287*** (0,014)
Balcone	-0,178*** (0,016)	-0,243*** (0,012)
Piano intermedio	0,047*** (0,017)	0,032** (0,013)
Piano alto	0,076*** (0,021)	0,099*** (0,015)
Su più piani	0,229*** (0,056)	0,136*** (0,040)
Ripostiglio	-0,204*** (0,018)	-0,262*** (0,013)
Posto auto	0,182*** (0,031)	0,223*** (0,022)
Box	0,447*** (0,024)	0,394*** (0,018)
Giardino comune	-0,097*** (0,020)	-0,086*** (0,014)
Giardino privato	0,309*** (0,033)	0,347*** (0,024)
Pertinenza	-0,114*** (0,020)	-0,122*** (0,015)
Portiere	0,065*** (0,024)	0,066*** (0,017)
Dummies microzona OMI	SI	SI
Dummies trimestrali	SI	SI
Numero di osservazioni	73.701	152.362
R ²	0,817	0,818
Adjusted R ²	0,813	0,816
Residual Std. Error	1,894	1,984
F Statistic	178,691***	363,253***

Tabella 11: Risultati della regressione edonica - Tutte le città

	<i>Variabile dipendente:</i>	
	Canone richiesto al metro quadro	
	(abitazioni uscite dal mercato)	(tutte le abitazioni offerte)
Superficie	-0,087*** (0,001)	-0,072*** (0,0005)
Superficie (quadrato)	0,0002*** (0,00000)	0,0001*** (0,00000)
Stato di conservazione: Ottimo/Ristrutturato	0,636*** (0,021)	0,701*** (0,015)
Stato di conservazione: Nuovo	1,282*** (0,055)	1,349*** (0,041)
Numero di Bagni: 2	0,968*** (0,032)	0,799*** (0,023)
Ascensore	0,197*** (0,025)	0,180*** (0,019)
Parzialmente arredata	0,207*** (0,032)	0,301*** (0,023)
Arredata	0,699*** (0,028)	0,728*** (0,020)
Terrazzo	0,355*** (0,027)	0,389*** (0,019)
Balcone	-0,198*** (0,023)	-0,268*** (0,017)
Piano intermedio	0,096*** (0,025)	0,074*** (0,018)
Piano alto	0,143*** (0,028)	0,172*** (0,020)
Su più piani	0,276*** (0,081)	0,119** (0,058)
Ripostiglio	-0,240*** (0,025)	-0,309*** (0,018)
Posto auto	0,228*** (0,044)	0,287*** (0,032)
Box	0,553*** (0,040)	0,502*** (0,029)
Giardino comune	-0,107*** (0,028)	-0,091*** (0,021)
Giardino privato	0,314*** (0,046)	0,386*** (0,034)
Pertinenza	-0,152*** (0,029)	-0,141*** (0,021)
Portiere	0,094*** (0,029)	0,094*** (0,021)
Dummies microzona OMI	SI	SI
Dummies trimestrali	SI	SI
Numero di osservazioni	48.397	99.808
R ²	0,767	0,768
Adjusted R ²	0,764	0,766
Residual Std. Error	2,147	2,261
F Statistic	220,706***	456,324***

Tabella 12: Risultati della regressione edonica - Città metropolitane

	<i>Variabile dipendente:</i>	
	Canone richiesto al metro quadro	
	(abitazioni uscite dal mercato)	(tutte le abitazioni offerte)
Superficie	-0,078*** (0,001)	-0,068*** (0,0005)
Superficie (quadrato)	0,0002*** (0,00000)	0,0002*** (0,00000)
Stato di conservazione: Ottimo/Ristrutturato	0,491*** (0,017)	0,530*** (0,012)
Stato di conservazione: Nuovo	0,896*** (0,038)	1,016*** (0,027)
Numero di Bagni: 2	0,610*** (0,024)	0,591*** (0,017)
Ascensore	0,203*** (0,018)	0,190*** (0,013)
Parzialmente arredata	0,230*** (0,029)	0,223*** (0,020)
Arredata	0,486*** (0,022)	0,471*** (0,015)
Terrazzo	0,104*** (0,020)	0,091*** (0,014)
Balcone	-0,103*** (0,018)	-0,148*** (0,013)
Piano intermedio	-0,039** (0,018)	-0,036*** (0,013)
Piano alto	-0,134*** (0,027)	-0,130*** (0,019)
Su più piani	0,120** (0,056)	0,136*** (0,040)
Ripostiglio	-0,123*** (0,019)	-0,160*** (0,014)
Posto auto	0,127*** (0,032)	0,131*** (0,023)
Box	0,268*** (0,022)	0,227*** (0,016)
Giardino comune	-0,091*** (0,021)	-0,093*** (0,015)
Giardino privato	0,316*** (0,035)	0,282*** (0,025)
Pertinenza	-0,059*** (0,020)	-0,092*** (0,014)
Portiere	0,042 (0,067)	0,082* (0,046)
Dummies microzona OMI	SI	SI
Dummies trimestrali	SI	SI
Numero di osservazioni	25.304	52.554
R ²	0,725	0,710
Adjusted R ²	0,713	0,704
Residual Std. Error	1,202	1,237
F Statistic	57,570***	107,990***

Tabella 13: Risultati della regressione edonica - Città non metropolitane

	<i>Variabile dipendente:</i>	
	Abitazione offerta in affitto (si/no) coefficienti logit	odd-ratio
Distanza dal centro (km)	-0,027*** (0,001)	0,973*** (0,001)
Fascia semicentrale	-0,205*** (0,008)	0,815*** (0,008)
Fascia periferica	-0,447*** (0,009)	0,640*** (0,009)
Fascia suburbana	-0,244*** (0,016)	0,783*** (0,016)
Fascia extraurbana	-0,285*** (0,035)	0,752*** (0,035)
Superficie	-0,008*** (0,0001)	0,992*** (0,0001)
Stato di conservazione: Da ristrutturare	-3,062*** (0,023)	0,047*** (0,023)
Stato di conservazione: Ottimo/Ristrutturato	0,126*** (0,006)	1,134*** (0,006)
Stato di conservazione: Nuovo	-0,739*** (0,012)	0,478*** (0,012)
Villa	-0,208*** (0,018)	0,812*** (0,018)
Numero di Bagni: 2	-0,101*** (0,008)	0,904*** (0,008)
Piano intermedio	0,036*** (0,007)	1,037*** (0,007)
Piano alto	0,021*** (0,008)	1,022*** (0,008)
Su più piani	-0,182*** (0,016)	0,833*** (0,016)
Posto auto	0,049*** (0,011)	1,051*** (0,011)
Box	-0,507*** (0,008)	0,602*** (0,008)
Giardino comune	-0,129*** (0,007)	0,879*** (0,007)
Giardino privato	-0,288*** (0,011)	0,750*** (0,011)
Ascensore	0,161*** (0,006)	1,175*** (0,006)
Terrazzo	-0,039*** (0,007)	0,962*** (0,007)
Balcone	-0,079*** (0,006)	0,924*** (0,006)
Pertinenza	-0,954*** (0,007)	0,385*** (0,007)
Portiere	0,312*** (0,010)	1,367*** (0,010)
Ripostiglio	-0,291*** (0,006)	0,748*** (0,006)
Dummies città	SI	SI
Dummies trimestrali	SI	SI
Numero di osservazioni	790,243	790,243

Tabella 14: Determinanti dell'offerta di case in vendita o in affitto

	<i>Variabile dipendente:</i>	
	Abitazione offerta in affitto (si/no) coefficienti logit	odd-ratio
Distanza dal centro (km)	-0,027*** (0,001)	0,973*** (0,001)
Fascia semicentrale	-0,176*** (0,011)	0,839*** (0,011)
Fascia periferica	-0,440*** (0,013)	0,644*** (0,013)
Fascia suburbana	-0,208*** (0,020)	0,812*** (0,020)
Fascia extraurbana	0,031 (0,184)	1,031 (0,184)
Superficie	-0,006*** (0,0001)	0,994*** (0,0001)
Stato di conservazione: Da ristrutturare	-2,912*** (0,025)	0,054*** (0,025)
Stato di conservazione: Ottimo/Ristrutturato	0,176*** (0,007)	1,192*** (0,007)
Stato di conservazione: Nuovo	-0,765*** (0,016)	0,466*** (0,016)
Villa	0,022 (0,025)	1,022 (0,025)
Numero di Bagni: 2	-0,138*** (0,009)	0,871*** (0,009)
Piano intermedio	0,080*** (0,008)	1,084*** (0,008)
Piano alto	0,072*** (0,009)	1,074*** (0,009)
Su più piani	-0,195*** (0,021)	0,823*** (0,021)
Posto auto	0,064*** (0,013)	1,066*** (0,013)
Box	-0,371*** (0,011)	0,690*** (0,011)
Giardino comune	-0,196*** (0,009)	0,822*** (0,009)
Giardino privato	-0,228*** (0,014)	0,796*** (0,014)
Ascensore	0,189*** (0,008)	1,208*** (0,008)
Terrazzo	-0,028*** (0,008)	0,972*** (0,008)
Balcone	-0,080*** (0,008)	0,923*** (0,008)
Pertinenza	-1,090*** (0,009)	0,336*** (0,009)
Portiere	0,298*** (0,010)	1,348*** (0,010)
Ripostiglio	-0,305*** (0,008)	0,737*** (0,008)
Dummies città	SI	SI
Dummies trimestrali	SI	SI
Numero di osservazioni	498.559	498.559

Tabella 15: Determinanti dell'offerta di case in vendita o in affitto. Città metropolitane.

	<i>Variabile dipendente:</i>	
	Abitazione offerta in affitto (si/no) coefficienti logit	odd-ratio
Distanza dal centro (km)	-0,045*** (0,003)	0,956*** (0,003)
Fascia semicentrale	-0,226*** (0,013)	0,798*** (0,013)
Fascia periferica	-0,334*** (0,016)	0,716*** (0,016)
Fascia suburbana	-0,287*** (0,030)	0,750*** (0,030)
Fascia extraurbana	-0,120*** (0,040)	0,887*** (0,040)
Superficie	-0,011*** (0,0002)	0,989*** (0,0002)
Stato di conservazione: Da ristrutturare	-3,619*** (0,060)	0,027*** (0,060)
Stato di conservazione: Ottimo/Ristrutturato	0,023** (0,010)	1,023** (0,010)
Stato di conservazione: Nuovo	-0,725*** (0,019)	0,484*** (0,019)
Villa	-0,285*** (0,027)	0,752*** (0,027)
Numero di Bagni: 2	-0,008 (0,013)	0,992 (0,013)
Piano intermedio	-0,032*** (0,011)	0,968*** (0,011)
Piano alto	-0,086*** (0,015)	0,918*** (0,015)
Su più piani	-0,141*** (0,025)	0,869*** (0,025)
Posto auto	0,002 (0,018)	1,002 (0,018)
Box	-0,611*** (0,012)	0,543*** (0,012)
Giardino comune	-0,018 (0,012)	0,982 (0,012)
Giardino privato	-0,356*** (0,018)	0,701*** (0,018)
Ascensore	0,124*** (0,010)	1,133*** (0,010)
Terrazzo	-0,065*** (0,011)	0,937*** (0,011)
Balcone	-0,070*** (0,010)	0,933*** (0,010)
Pertinenza	-0,746*** (0,011)	0,474*** (0,011)
Portiere	0,411*** (0,041)	1,508*** (0,041)
Ripostiglio	-0,243*** (0,011)	0,784*** (0,011)
Dummies città	SI	SI
Dummies trimestrali	SI	SI
Numero di osservazioni	291,684	291,684

Tabella 16: Determinanti dell'offerta di case in vendita o in affitto. Città non metropolitane.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- N. 1208 – *The Economic Effects of Big Events: Evidence from the Great Jubilee 2000 in Rome*, di Raffaello Bronzini, Sauro Mocetti e Matteo Mongardini (Febbraio 2019).
- N. 1209 – *The added value of more accurate predictions for school rankings*, di Fritz Schiltz, Paolo Sestito, Tommaso Agasisti e Kristof De Witte (Febbraio 2019).
- N. 1210 – *Identification and estimation of triangular models with a binary treatment*, di Santiago Pereda Fernández (Marzo 2019).
- N. 1211 – *U.S. shale producers: a case of dynamic risk management*, di Fabrizio Ferriani e Giovanni Veronese (Marzo 2019).
- N. 1212 – *Bank resolution and public backstop in an asymmetric banking union*, di Anatoli Segura Velez (Marzo 2019).
- N. 1213 – *A regression discontinuity design for categorical ordered running variables with an application to central bank purchases of corporate bonds*, di Fan Li, Andrea Mercatanti, Taneli Mäkinen e Andrea Silvestrini (Marzo 2019).
- N. 1214 – *Anything new in town? The local effects of urban regeneration policies in Italy*, di Giuseppe Albanese, Emanuele Ciani e Guido de Blasio (Aprile 2019).
- N. 1215 – *Risk premium in the era of shale oil*, di Fabrizio Ferriani, Filippo Natoli, Giovanni Veronese e Federica Zeni (Aprile 2019).
- N. 1216 – *Safety traps, liquidity and information-sensitive assets*, di Michele Loberto (Aprile 2019).
- N. 1217 – *Does trust among banks matter for bilateral trade? Evidence from shocks in the interbank market*, di Silvia Del Prete e Stefano Federico (Aprile 2019).
- N. 1218 – *Monetary policy, firms' inflation expectations and prices: causal evidence from firm-level data*, di Marco Bottone e Alfonso Rosolia (Aprile 2019).
- N. 1219 – *Inflation expectations and firms' decisions: new causal evidence*, di Olivier Coibion, Yuriy Gorodnichenko e Tiziano Ropele (Aprile 2019).
- N. 1220 – *Credit risk-taking and maturity mismatch: the role of the yield curve*, di Giuseppe Ferrero, Andrea Nobili e Gabriele Sene (Aprile 2019).
- N. 1221 – *Big-city life (dis)satisfaction? The effect of living in urban areas on subjective well-being*, di David Loschiavo (Giugno 2019).
- N. 1222 – *Urban agglomerations and firm access to credit*, di Amanda Carmignani, Guido de Blasio, Cristina Demma e Alessio D'Ignazio (Giugno 2019).
- N. 1223 – *The international transmission of US tax shocks: a proxy-SVAR approach*, di Luca Metelli e Filippo Natoli (Giugno 2019).
- N. 1224 – *Forecasting inflation in the euro area: countries matter!*, di Angela Capolongo e Claudia Pacella (Giugno 2019).
- N. 1225 – *Domestic and global determinants of inflation: evidence from expectile regression*, di Fabio Buseti, Michele Caivano e Davide Delle Monache (Giugno 2019).
- N. 1226 – *Relative price dynamics in the Euro area: where do we stand?*, di Pietro Cova e Lisa Rodano (Giugno 2019).
- N. 1227 – *Optimally solving banks' legacy problems*, di Anatoli Segura e Javier Suarez (Giugno 2019).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d'Italia – Servizio Struttura economica – Divisione Biblioteca – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma –
(fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet www.bancaditalia.it.

2017

- AABERGE, R., F. BOURGUIGNON, A. BRANDOLINI, F. FERREIRA, J. GORNICK, J. HILLS, M. JÄNTTI, S. JENKINS, J. MICKLEWRIGHT, E. MARLIER, B. NOLAN, T. PIKETTY, W. RADERMACHER, T. SMEEDING, N. STERN, J. STIGLITZ, H. SUTHERLAND, *Tony Atkinson and his legacy*, Review of Income and Wealth, v. 63, 3, pp. 411-444, **TD 1138 (Settembre 2017)**.
- ACCETTURO A., M. BUGAMELLI e A. LAMORGESE, *Law enforcement and political participation: Italy 1861-65*, Journal of Economic Behavior & Organization, v. 140, pp. 224-245, **TD 1124 (Luglio 2017)**.
- ADAMOPOULOU A. e G.M. TANZI, *Academic dropout and the great recession*, Journal of Human Capital, V. 11, 1, pp. 35-71, **TD 970 (Ottobre 2014)**.
- ALBERTAZZI U., M. BOTTERO e G. SENE, *Information externalities in the credit market and the spell of credit rationing*, Journal of Financial Intermediation, v. 30, pp. 61-70, **TD 980 (Novembre 2014)**.
- ALESSANDRI P. e H. MUMTAZ, *Financial indicators and density forecasts for US output and inflation*, Review of Economic Dynamics, v. 24, pp. 66-78, **TD 977 (Novembre 2014)**.
- BARBIERI G., C. ROSSETTI e P. SESTITO, *Teacher motivation and student learning*, Politica economica/Journal of Economic Policy, v. 33, 1, pp.59-72, **TD 761 (Giugno 2010)**.
- BENTIVOGLI C. e M. LITTERIO, *Foreign ownership and performance: evidence from a panel of Italian firms*, International Journal of the Economics of Business, v. 24, 3, pp. 251-273, **TD 1085 (Ottobre 2016)**.
- BRONZINI R. e A. D'IGNAZIO, *Bank internationalisation and firm exports: evidence from matched firm-bank data*, Review of International Economics, v. 25, 3, pp. 476-499 **TD 1055 (Marzo 2016)**.
- BRUCHE M. e A. SEGURA, *Debt maturity and the liquidity of secondary debt markets*, Journal of Financial Economics, v. 124, 3, pp. 599-613, **TD 1049 (Gennaio 2016)**.
- BURLON L., *Public expenditure distribution, voting, and growth*, Journal of Public Economic Theory, v. 19, 4, pp. 789-810, **TD 961 (Aprile 2014)**.
- BURLON L., A. GERALI, A. NOTARPIETRO e M. PISANI, *Macroeconomic effectiveness of non-standard monetary policy and early exit. a model-based evaluation*, International Finance, v. 20, 2, pp.155-173, **TD 1074 (Luglio 2016)**.
- BUSETTI F., *Quantile aggregation of density forecasts*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 79, 4, pp. 495-512, **TD 979 (Novembre 2014)**.
- CESARONI T. e S. IEZZI, *The predictive content of business survey indicators: evidence from SIGE*, Journal of Business Cycle Research, v.13, 1, pp 75-104, **TD 1031 (Ottobre 2015)**.
- CONTI P., D. MARELLA e A. NERI, *Statistical matching and uncertainty analysis in combining household income and expenditure data*, Statistical Methods & Applications, v. 26, 3, pp 485-505, **TD 1018 (Luglio 2015)**.
- D'AMURI F., *Monitoring and disincentives in containing paid sick leave*, Labour Economics, v. 49, pp. 74-83, **TD 787 (Gennaio 2011)**.
- D'AMURI F. e J. MARCUCCI, *The predictive power of google searches in forecasting unemployment*, International Journal of Forecasting, v. 33, 4, pp. 801-816, **TD 891 (Novembre 2012)**.
- DE BLASIO G. e S. POY, *The impact of local minimum wages on employment: evidence from Italy in the 1950s*, Journal of Regional Science, v. 57, 1, pp. 48-74, **TD 953 (Marzo 2014)**.
- DEL GIOVANE P., A. NOBILI e F. M. SIGNORETTI, *Assessing the sources of credit supply tightening: was the sovereign debt crisis different from Lehman?*, International Journal of Central Banking, v. 13, 2, pp. 197-234, **TD 942 (Novembre 2013)**.
- DEL PRETE S., M. PAGNINI, P. ROSSI e V. VACCA, *Lending organization and credit supply during the 2008-2009 crisis*, Economic Notes, v. 46, 2, pp. 207-236, **TD 1108 (Aprile 2017)**.
- DELLE MONACHE D. e I. PETRELLA, *Adaptive models and heavy tails with an application to inflation forecasting*, International Journal of Forecasting, v. 33, 2, pp. 482-501, **TD 1052 (Marzo 2016)**.
- FEDERICO S. e E. TOSTI, *Exporters and importers of services: firm-level evidence on Italy*, The World Economy, v. 40, 10, pp. 2078-2096, **TD 877 (Settembre 2012)**.
- GIACOMELLI S. e C. MENON, *Does weak contract enforcement affect firm size? Evidence from the neighbour's court*, Journal of Economic Geography, v. 17, 6, pp. 1251-1282, **TD 898 (Gennaio 2013)**.
- LOBERTO M. e C. PERRICONE, *Does trend inflation make a difference?*, Economic Modelling, v. 61, pp. 351-375, **TD 1033 (Ottobre 2015)**.

- MANCINI A.L., C. MONFARDINI e S. PASQUA, *Is a good example the best sermon? Children's imitation of parental reading*, Review of Economics of the Household, v. 15, 3, pp 965–993, **TD No. 958 (Aprile 2014)**.
- MEEKS R., B. NELSON e P. ALESSANDRI, *Shadow banks and macroeconomic instability*, Journal of Money, Credit and Banking, v. 49, 7, pp. 1483–1516, **TD 939 (Novembre 2013)**.
- MICUCCI G. e P. ROSSI, *Debt restructuring and the role of banks' organizational structure and lending technologies*, Journal of Financial Services Research, v. 51, 3, pp 339–361, **TD 763 (Giugno 2010)**.
- MOCETTI S., M. PAGNINI e E. SETTE, *Information technology and banking organization*, Journal of Journal of Financial Services Research, v. 51, pp. 313-338, **TD 752 (Marzo 2010)**.
- MOCETTI S. e E. VIVIANO, *Looking behind mortgage delinquencies*, Journal of Banking & Finance, v. 75, pp. 53-63, **TD 999 (Gennaio 2015)**.
- NOBILI A. e F. ZOLLINO, *A structural model for the housing and credit market in Italy*, Journal of Housing Economics, v. 36, pp. 73-87, **TD 887 (Ottobre 2012)**.
- PALAZZO F., *Search costs and the severity of adverse selection*, Research in Economics, v. 71, 1, pp. 171-197, **TD 1073 (Luglio 2016)**.
- PATACCHINI E. e E. RAINONE, *Social ties and the demand for financial services*, Journal of Financial Services Research, v. 52, 1–2, pp 35–88, **TD 1115 (Giugno 2017)**.
- PATACCHINI E., E. RAINONE e Y. ZENOU, *Heterogeneous peer effects in education*, Journal of Economic Behavior & Organization, v. 134, pp. 190–227, **TD 1048 (Gennaio 2016)**.
- SBRANA G., A. SILVESTRINI e F. VENDITTI, *Short-term inflation forecasting: the M.E.T.A. approach*, International Journal of Forecasting, v. 33, 4, pp. 1065-1081, **TD 1016 (Giugno 2015)**.
- SEGURA A. e J. SUAREZ, *How excessive is banks' maturity transformation?*, Review of Financial Studies, v. 30, 10, pp. 3538–3580, **TD 1065 (Aprile 2016)**.
- VACCA V., *An unexpected crisis? Looking at pricing effectiveness of heterogeneous banks*, Economic Notes, v. 46, 2, pp. 171–206, **TD 814 (Luglio 2011)**.
- VERGARA CAFFARELI F., *One-way flow networks with decreasing returns to linking*, Dynamic Games and Applications, v. 7, 2, pp. 323-345, **TD 734 (Novembre 2009)**.
- ZAGHINI A., *A Tale of fragmentation: corporate funding in the euro-area bond market*, International Review of Financial Analysis, v. 49, pp. 59-68, **TD 1104 (Febbraio 2017)**.

2018

- ACCETTURO A., V. DI GIACINTO, G. MICUCCI e M. PAGNINI, *Geography, productivity and trade: does selection explain why some locations are more productive than others?*, Journal of Regional Science, v. 58, 5, pp. 949-979, **TD 910 (Aprile 2013)**.
- ADAMOPOULOU A. e E. KAYA, *Young adults living with their parents and the influence of peers*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 80, pp. 689-713, **TD 1038 (Novembre 2015)**.
- ANDINI M., E. CIANI, G. DE BLASIO, A. D'IGNAZIO e V. SILVESTRINI, *Targeting with machine learning: an application to a tax rebate program in Italy*, Journal of Economic Behavior & Organization, v. 156, pp. 86-102, **TD 1158 (Dicembre 2017)**.
- BARONE G., G. DE BLASIO e S. MOCETTI, *The real effects of credit crunch in the great recession: evidence from Italian provinces*, Regional Science and Urban Economics, v. 70, pp. 352-59, **TD 1057 (Marzo 2016)**.
- BELOTTI F. e G. ILARDI, *Consistent inference in fixed-effects stochastic frontier models*, Journal of Econometrics, v. 202, 2, pp. 161-177, **TD 1147 (Ottobre 2017)**.
- BERTON F., S. MOCETTI, A. PRESBITERO e M. RICHIARDI, *Banks, firms, and jobs*, Review of Financial Studies, v.31, 6, pp. 2113-2156, **TD 1097 (Febbraio 2017)**.
- BOFONDI M., L. CARPINELLI e E. SETTE, *Credit supply during a sovereign debt crisis*, Journal of the European Economic Association, v.16, 3, pp. 696-729, **TD 909 (Aprile 2013)**.
- BOKAN N., A. GERALI, S. GOMES, P. JACQUINOT e M. PISANI, *EAGLE-FLLI: a macroeconomic model of banking and financial interdependence in the euro area*, Economic Modelling, v. 69, C, pp. 249-280, **TD 1064 (Aprile 2016)**.

- BRILLI Y. e M. TONELLO, *Does increasing compulsory education reduce or displace adolescent crime? New evidence from administrative and victimization data*, CESifo Economic Studies, v. 64, 1, pp. 15-4, **TD 1008 (Aprile 2015)**.
- BUONO I. e S. FORMAI *The heterogeneous response of domestic sales and exports to bank credit shocks*, Journal of International Economics, v. 113, pp. 55-73, **TD 1066 (Marzo 2018)**.
- BURLON L., A. GERALI, A. NOTARPIETRO e M. PISANI, *Non-standard monetary policy, asset prices and macroprudential policy in a monetary union*, Journal of International Money and Finance, v. 88, pp. 25-53, **TD 1089 (Ottobre 2016)**.
- CARTA F. e M. DE PHILIPPIS, *You've Come a long way, baby. Husbands' commuting time and family labour supply*, Regional Science and Urban Economics, v. 69, pp. 25-37, **TD 1003 (Marzo 2015)**.
- CARTA F. e L. RIZZICA, *Early kindergarten, maternal labor supply and children's outcomes: evidence from Italy*, Journal of Public Economics, v. 158, pp. 79-102, **TD 1030 (Ottobre 2015)**.
- CASIRAGHI M., E. GAIOTTI, L. RODANO e A. SECCHI, *A "Reverse Robin Hood"? The distributional implications of non-standard monetary policy for Italian households*, Journal of International Money and Finance, v. 85, pp. 215-235, **TD 1077 (Luglio 2016)**.
- CECCHETTI S., F. NATOLI e L. SIGALOTTI, *Tail co-movement in inflation expectations as an indicator of anchoring*, International Journal of Central Banking, v. 14, 1, pp. 35-71, **TD 1025 (Luglio 2015)**.
- CIANI E. e C. DEIANA, *No Free lunch, buddy: housing transfers and informal care later in life*, Review of Economics of the Household, v.16, 4, pp. 971-1001, **TD 1117 (Giugno 2017)**.
- CIPRIANI M., A. GUARINO, G. GUAZZAROTTI, F. TAGLIATI e S. FISHER, *Informational contagion in the laboratory*, Review of Finance, v. 22, 3, pp. 877-904, **TD 1063 (Aprile 2016)**.
- DE BLASIO G, S. DE MITRI, S. D'IGNAZIO, P. FINALDI RUSSO e L. STOPPANI, *Public guarantees to SME borrowing. A RDD evaluation*, Journal of Banking & Finance, v. 96, pp. 73-86, **TD 1111 (Aprile 2017)**.
- GERALI A., A. LOCARNO, A. NOTARPIETRO e M. PISANI, *The sovereign crisis and Italy's potential output*, Journal of Policy Modeling, v. 40, 2, pp. 418-433, **TD 1010 (Giugno 2015)**.
- LIBERATI D., *An estimated DSGE model with search and matching frictions in the credit market*, International Journal of Monetary Economics and Finance (IJMEF), v. 11, 6, pp. 567-617, **TD 986 (Novembre 2014)**.
- LINARELLO A., *Direct and indirect effects of trade liberalization: evidence from Chile*, Journal of Development Economics, v. 134, pp. 160-175, **TD 994 (Dicembre 2014)**.
- NUCCI F. e M. RIGGI, *Labor force participation, wage rigidities, and inflation*, Journal of Macroeconomics, v. 55, 3 pp. 274-292, **TD 1054 (Marzo 2016)**.
- RIGON M. e F. ZANETTI, *Optimal monetary policy and fiscal policy interaction in a non_ricardian economy*, International Journal of Central Banking, v. 14 3, pp. 389-436, **TD 1155 (Dicembre 2017)**.
- SEGURA A., *Why did sponsor banks rescue their SIVs?*, Review of Finance, v. 22, 2, pp. 661-697, **TD 1100 (Febbraio 2017)**.

2019

- ARNAUDO D., G. MICUCCI, M. RIGON e P. ROSSI, *Should I stay or should I go? Firms' mobility across banks in the aftermath of the financial crisis*, Italian Economic Journal / Rivista italiana degli economisti, v. 5, 1, pp. 17-37, **TD 1086 (Ottobre 2016)**.
- CAPPELLETTI G., G. GUAZZAROTTI e P. TOMMASINO, *Tax deferral and mutual fund inflows: evidence from a quasi-natural experiment*, Fiscal Studies, v. 40, 2, pp. 211-237, **TD 938 (Novembre 2013)**.
- CIANI E., F. DAVID e G. DE BLASIO, *Local responses to labor demand shocks: a re-assessment of the case of Italy*, Regional Science and Urban Economics, v. 75, pp. 1-21, **TD 1112 (Aprile 2017)**.
- CIANI E. e P. FISHER, *Dif-in-dif estimators of multiplicative treatment effects*, Journal of Econometric Methods, v. 8. 1, pp. 1-10, **TD 985 (Novembre 2014)**.
- CHIADES P., L. GRECO, V. MENGOTTO, L. MORETTI e P. VALBONESI, *Fiscal consolidation by intergovernmental transfers cuts? The unpleasant effect on expenditure arrears*, Economic Modelling, v. 77, pp. 266-275, **TD 985 (Luglio 2016)**.

- COLETTA M., R. DE BONIS e S. PIERMATTEI, *Household debt in OECD countries: the role of supply-side and demand-side factors*, Social Indicators Research, v. 143, 3, pp. 1185–1217, **TD 989 (Novembre 2014)**.
- COVA P., P. PAGANO e M. PISANI, *Domestic and international macroeconomic effects of the Eurosystem Expanded Asset Purchase Programme*, IMF Economic Review, v. 67, 2, pp. 315-348, **TD 1036 (Ottobre 2015)**.
- GIORDANO C., M. MARINUCCI e A. SILVESTRINI, *The macro determinants of firms' and households' investment: evidence from Italy*, Economic Modelling, v. 78, pp. 118-133, **TD 1167 (Marzo 2018)**.
- MONTEFORTE L. e V. RAPONI, *Short-term forecasts of economic activity: are fortnightly factors useful?*, Journal of Forecasting, v. 38, 3, pp. 207-221, **TD 1177 (Giugno 2018)**.
- MERCATANTI A., T. MAKINEN e A. SILVESTRINI, *The role of financial factors for european corporate investment*, Journal of International Money and Finance, v. 96, pp. 246-258, **TD 1148 (Ottobre 2017)**.
- NERI S. e A. NOTARPIETRO, *Collateral constraints, the zero lower bound, and the debt–deflation mechanism*, Economics Letters, v. 174, pp. 144-148, **TD 1040 (Novembre 2015)**.
- RIGGI M., *Capital destruction, jobless recoveries, and the discipline device role of unemployment*, Macroeconomic Dynamics, v. 23, 2, pp. 590-624, **TD 871 (Luglio 2012)**.

DI PROSSIMA PUBBLICAZIONE

- ALBANESE G., M. CIOFFI e P. TOMMASINO, *Legislators' behaviour and electoral rules: evidence from an Italian reform*, European Journal of Political Economy, **TD 1135 (Settembre 2017)**.
- ALBANESE G., G. DE BLASIO e P. SESTITO, *Trust, risk and time preferences: evidence from survey data*, International Review of Economics, **TD 911 (Aprile 2013)**.
- APRIGLIANO V., G. ARDIZZI e L. MONTEFORTE, *Using the payment system data to forecast the economic activity*, International Journal of Central Banking, **TD 1098 (Febbraio 2017)**.
- ARDUINI T., E. PATACCHINI e E. RAINONE, *Treatment effects with heterogeneous externalities*, Journal of Business & Economic Statistics, **TD 974 (Ottobre 2014)**.
- BELOTTI F. e G. ILARDI, *Consistent inference in fixed-effects stochastic frontier models*, Journal of Econometrics, **TD 1147 (Ottobre 2017)**.
- BUSETTI F. e M. CAIVANO, *Low frequency drivers of the real interest rate: empirical evidence for advanced economies*, International Finance, **TD 1132 (Settembre 2017)**.
- CIANI E. e G. DE BLASIO, *European structural funds during the crisis: evidence from Southern Italy*, IZA Journal of Labor Policy, **TD 1029 (Ottobre 2015)**.
- CORSELLO F. e V. NISPI LANDI, *Labor market and financial shocks: a time-varying analysis*, Journal of Money, Credit and Banking, **TD 1179 (Giugno 2018)**.
- COVA P., P. PAGANO, A. NOTARPIETRO e M. PISANI, *Secular stagnation, R&D, public investment and monetary policy: a global-model perspective*, Macroeconomic Dynamics, **TD 1156 (Dicembre 2017)**.
- D'AMURI F., *Monitoring and disincentives in containing paid sick leave*, Labour Economics, **TD 787 (Gennaio 2011)**.
- D'IGNAZIO A. e C. MENON, *The causal effect of credit Guarantees for SMEs: evidence from Italy*, Scandinavian Journal of Economics, **TD 900 (Febbraio 2013)**.
- ERCOLANI V. e J. VALLE E AZEVEDO, *How can the government spending multiplier be small at the zero lower bound?*, Macroeconomic Dynamics, **TD 1174 (Aprile 2018)**.
- FEDERICO S. e E. TOSTI, *Exporters and importers of services: firm-level evidence on Italy*, The World Economy, **TD 877 (Settembre 2012)**.
- FERRERO G., M. GROSS e S. NERI, *On secular stagnation and low interest rates: demography matters*, International Finance, **TD 1137 (Settembre 2017)**.
- GERALI A. e S. NERI, *Natural rates across the Atlantic*, Journal of Macroeconomics, **TD 1140 (Settembre 2017)**.
- GIACOMELLI S. e C. MENON, *Does weak contract enforcement affect firm size? Evidence from the neighbour's court*, Journal of Economic Geography, **TD 898 (Gennaio 2013)**.

PUBBLICAZIONE ESTERNA DI LAVORI APPARSI NEI "TEMI"

- LIBERATI D. e M. LOBERTO, *Taxation and housing markets with search frictions*, Journal of Housing Economics, **TD 1105 (Marzo 2017)**.
- NATOLI F. e L. SIGALOTTI, *Tail co-movement in inflation expectations as an indicator of anchoring*, International Journal of Central Banking, **TD 1025 (Luglio 2015)**.
- RAINONE E., *The network nature of otc interest rates*, Journal of Financial Markets, **TD 1022 (Luglio 2015)**.
- RIZZICA L., *Raising aspirations and higher education. evidence from the UK's widening participation policy*, Journal of Labor Economics, **TD 1188 (Settembre 2018)**.
- SEGURA A., *Why did sponsor banks rescue their SIVs?*, Review of Finance, **TD 1100 (Febbraio 2017)**.