

# I fondi immobiliari italiani: NAV discount e valutazioni degli esperti indipendenti

Massimiliano Caporin  
Università degli Studi di Padova e GRETA Associati

Alberto Lanzavecchia  
Università degli Studi di Padova

Valerio Lippoli  
GRETA Associati

## Abstract

I fondi chiusi immobiliari di diritto italiano sono caratterizzati dalla persistente e diffusa quotazione a sconto sui rispettivi valori di *Net Asset Value* (NAV). Il presente lavoro analizza l'effetto degli esperti indipendenti sullo sconto sul NAV e l'effetto delle informazioni diffuse al mercato a seguito del disinvestimento di un bene immobile, e quindi la plus o minusvalenza realizzata. Il database utilizzato è stato costruito raccogliendo direttamente le informazioni rilevanti da 357 rendiconti semestrali relativi ai 23 fondi retail quotati al 31 dicembre 2011 nel periodo che intercorre tra la data di costituzione del fondo fino al 30/06/2011. Si può affermare che il mercato non valutati positivamente l'operato degli esperti indipendenti, ma inaspettatamente, i cespiti alienati producono quasi sempre una plusvalenza rispetto all'ultima valutazione eseguita dagli stessi. E' ragionevole ipotizzare che il portafoglio dei beni immobili sia sottostimato e quindi anche il NAV. Pertanto, lo sconto effettivo che sta applicando il mercato finanziario è superiore a quello che si osserva nel mercato reale.

**Keywords:** real estate closed-end fund, NAV discount, external auditors, Italy.

JEL Codes: G12, G23.

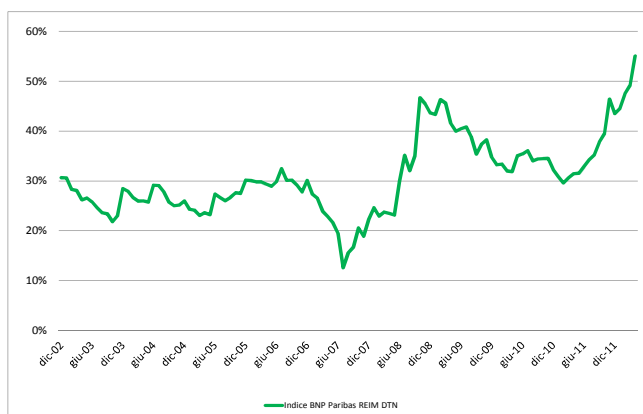
## 1. Introduzione

I fondi chiusi immobiliari di diritto italiano offrono all'investitore la possibilità di acquistare un portafoglio di attività investite prevalentemente (almeno il 60%) in beni immobili, diritti reali immobiliari e partecipazioni in società immobiliari. Gli investimenti immobiliari sono oggetto di una relazione di stima effettuata da esperti indipendenti, incaricati dal gestore del fondo, che devono così esprimere un giudizio di congruità dei valori di ogni singolo investimento. Qualora le quote del fondo chiuso immobiliare sia negoziate in un mercato finanziario, queste vengono scambiate ad un prezzo che si forma dall'incontro tra la domanda e l'offerta del titolo.

Il prezzo dei fondi chiusi immobiliari ammessi alla negoziazione<sup>1</sup> sul Mercato degli Investment Vehicles (MIV), gestito da Borsa Italiana spa, sono caratterizzati dalla persistente e diffusa quotazione a sconto sui rispettivi valori di *Net Asset Value* (NAV), stimati dagli esperti indipendenti.

L'andamento nel tempo dello sconto medio sul NAV dei fondi chiusi immobiliari italiani quotati è riscontabile dall'Indice BNP Paribas REIM DTN, che misura lo scostamento tra il prezzo della quota e l'Adjusted NAV mensile<sup>2</sup> del fondo (fig. 1).

Figura 1 – Andamento indice BNP Paribas REIM DTN



Fonte: Property finance

La quotazione a sconto sul NAV dei prezzi delle quote di fondi chiusi immobiliari, o delle azioni di holding di partecipazione in società immobiliari o di società che investono in attività immobiliari reali (i REIT), è un fenomeno diffuso sui mercati e ampiamente studiato in letteratura. Seguendo l'impostazione di Barkham e Ward (1999), è possibile identificare due filoni di ricerca principali: il primo, nell'ambito dell'economia razionale (basta sul principio di efficienza dei mercati); il secondo, nell'ambito dell'economia emotiva (c.d. *behavioral finance*).

Tra le cause principali dello sconto sul NAV ipotizzate e testate nel corso del primo filone di studi si riportano le imposte differite latenti (Barkham e Ward, 1999), la leva finanziaria (Clayton e MacKinnon, 2001; Bond e Shilling, 2003, Capozza e Lee, 1995), la liquidità degli scambi (Clayton e MacKinnon, 2001), la dimensione (Anderson *et al.*, 2001; in senso opposto, Brounen e Laak, 2005; Capozza e Lee, 1995), la composizione del portafoglio (Brounen e Laak, 2005; Capozza e Seguin, 1999), le spese di gestione (Capozza e Lee, 1995), gli errori di valutazione degli esperti indipendenti (Pattitoni *et al.*, 2012), le corporate governance (Friday e Sirmans, 1998; Biasin *et al.*,

<sup>1</sup> Alla data del 31 dicembre 2011, sono quotati sul MIV, segmento fondi chiusi, 23 fondi chiusi immobiliari di tipo retail (quote di sottoscrizione inferiore ad euro 25 mila), con una capitalizzazione di circa euro 2 miliardi, un patrimonio di euro 5,5 miliardi e un attivo di euro 8,3 miliardi, corrispondente rispettivamente al 22,6% e il 20,4% del totale del comparto dei fondi chiusi immobiliari.

<sup>2</sup> L'adjusted NAV è pari all'ultimo NAV semestrale del fondo disponibile al netto di dividendi e proventi distribuiti nel semestre.

2010), i costi di agenzia (Capozza e Seguin, 2003), le competenze manageriali (Adams e Venmore-Rowland, 1990).

Il filone di studi sulle anomalie nei prezzi di mercato, che postula l'esistenza di *trader* che operano su base emotiva, trae origine dagli studi di Shiller (1989), De Long *et al.* (1990) e Shleifer e Vishny (1990). La presenza sul mercato di trader di disturbo aumenta il rischio e quindi deprime il prezzo dei titoli sia nel breve che nel lungo periodo. Tale teoria è stata applicata, con successo, ai prezzi dei fondi chiusi immobiliari da Lee *et al.* (1991) e sui rendimenti dei REIT (Lin *et al.*, 2009). Simpson e Ramchander (2002), hanno verificato che al crescere dell'ottimismo dei consumatori, negli USA e Australia, si riduce lo sconto sul NAV, e vice versa. Tuttavia, resta ancora da svelare la persistenza dello sconto a fronte di nuove informazioni diffuse sul mercato e se lo sconto dipenda, in qualche misura, dagli esperti indipendenti incaricati.

Con riferimento al mercato domestico, Merola (2004) conclude che la quotazione a sconto sul NAV sarebbe determinata da caratteristiche proprie dei fondi immobiliari italiani: lo scarso flottante e la bassa capitalizzazione, l'assenza di strumenti diretti di controllo da parte dei sottoscrittori, la poca trasparenza del sottostante mercato immobiliare e la bassa partecipazione degli investitori istituzionali. Cacciamani (2006) avanza l'ipotesi che lo sconto sul NAV dipenda da altre variabili: la concentrazione degli investimenti per tipologia e area geografica, l'incertezza sulla durata effettiva del fondo indotta da periodi di grazia molto lunghi e le valutazioni condotte dagli esperti indipendenti, poco trasparenti e potenzialmente in conflitto di interessi.

Le prime verifiche empiriche (Morri e Benedetto, 2009) concludono che al crescere della percentuale dell'attivo investita in beni immobili, della quota di partecipazione al fondo da parte di investitori istituzionali, della durata residua del fondo e, inaspettatamente, delle spese di gestione, diminuisce lo sconto sul NAV. Invero, anche la tipologia di fondo ha un effetto sullo sconto: i fondi ad apporto, a parità di altre condizioni, riducono lo sconto sul NAV.

Più recentemente, Biasin *et al.* (2010) evidenziano che lo sconto sul NAV, calcolato con frequenza giornaliera dei prezzi interpolando il valore del NAV di 4 semestri per ogni fondo, cresce all'aumentare della durata residua e della dimensione del fondo, mentre diminuisce all'aumentare della liquidità, del grado di indebitamento e se il fondo prevede l'assemblea dei partecipanti.

Questo lavoro si inserisce nel filone di studi avente per oggetto il mercato domestico dei fondi chiusi immobiliari, testando, mediante verifica empirica, le ipotesi avanzate da Cacciamani (2006) sull'effetto degli esperti indipendenti sullo sconto sul NAV.

A riguardo, Pattitoni *et al.* (2012), con riferimento all'anno 2009, hanno verificato, mediante il confronto dei valori di stima e il prezzo delle compravendite di immobili comparabili, che, contrariamente alle aspettative, gli esperti indipendenti tendono a sottostimare i valori effettivi, e quindi il NAV.

Ad estensione della ricerche finora condotte in Italia sulle determinati lo sconto sul NAV dei fondi chiusi immobiliari, il presente lavoro analizza l'effetto delle informazioni diffuse al mercato (Downs et al., 2001) a seguito del disinvestimento di un bene immobile da parte del fondo, e quindi la plus o minusvalenza realizzata.<sup>3</sup>

Precisamente i quesiti che ci poniamo sono:

- I. Lo sconto sul NAV dipende dagli esperti indipendenti?
- II. Lo sconto sul NAV è causato da una sovrastima del valore del portafoglio immobiliare effettuata dagli esperti indipendenti (Pattitoni *et al.*, 2012)?
- III. La cessione di un immobile ha effetto sullo sconto sul NAV?
- IV. La plusvalenza generata dal disinvestimento di un immobile ha effetto sullo sconto sul NAV?

Ci si attende che l'istituto a cui delegare la valutazione del portafoglio immobiliare del fondo non abbia alcun effetto sullo sconto, ciò in applicazione del principio e del requisito di professionalità ed indipendenza. Pertanto, una eventuale correlazione con lo sconto sarebbe una manifestazione da parte del mercato di dubbi sull'effettiva professionalità ed indipendenza dei periti. Formalmente, ci attendiamo quindi che regredendo le variabili *dummy* degli esperti indipendenti sullo sconto esse siano non significative.

In applicazione dei requisiti di professionalità ed indipendenza, richiesti dalla normativa italiana, ci attendiamo che i valori di perizia siano prossimi ai valori di mercato degli immobili sul mercato reale. Pertanto, ci attendiamo che, in caso di cessione di un immobile, il prezzo di vendita sia prossimo al valore stimato in perizia, realizzando così una *plusvalenza* tendenzialmente nulla.

Ci attendiamo che la variabile *cessione* abbia un effetto significativo e negativo sullo sconto, in quanto l'alienazione di un immobile azzeri il rischio di liquidità e il rischio operativo connessi alla detenzione di un bene immobiliare.

Ci attendiamo che la variabile *plusvalenza*, conseguente ad una *cessione*, abbia un effetto positivo sullo sconto, in quanto si trasforma un valore stimato in un valore certo e liquido, riducendo così l'asimmetria e l'orizzonte di valutazione.

Il paper è organizzato come segue: il paragrafo 2 presenta il *dataset* utilizzato, il paragrafo 3 presenta la metodologia di ricerca, il paragrafo 4 presenta i risultati e la relativa discussione; il paragrafo 5 conclude.

---

<sup>3</sup> A riguardo, la normativa prescrive che i beni acquistati o venduti dal fondo devono costituire oggetto di relazione di stima elaborata da esperti. Ne consegue che per ciascuna compravendita è possibile verificare lo scostamento tra valore di perizia e prezzo di compravendita (di mercato).

## 2. Il dataset

Il database utilizzato in questo lavoro è stato costruito raccogliendo direttamente le informazioni rilevanti da 357 rendiconti semestrali di 23 fondi retail quotati al 31 dicembre 2011 e dai certificati di perizia rilasciati dagli esperti indipendenti. L'orizzonte temporale di analisi copre il periodo che intercorre tra la data di costituzione del fondo fino al 30 giugno 2011<sup>4</sup>.

Le informazioni rilevanti riguardano i cespiti disinvestiti: ubicazione; superficie; data e valore d'acquisto; ultima valutazione degli esperti indipendenti; data e valore di realizzo in caso di cessione di un cespite; proventi generati dall'immobile (canoni di locazione); oneri sostenuti per il mantenimento dello stesso (inclusi i costi di ristrutturazione); e il risultato di gestione<sup>5</sup>, se disponibile. In totale i beni disinvestiti nel periodo considerato sono 277. Inoltre, sono stati raccolti dati riguardanti l'istituto di perizia, con riferimento a: i) il valore del portafoglio immobiliare stimato dall'istituto di perizia; ii) il NAV del fondo. La tabella 1 individua i 23 fondi analizzati, esponendone alcune caratteristiche individuali.

Il dataset include le quotazioni mensili di borsa, fornite da Datastream, e informazioni riguardanti il grado di indebitamento e la dimensione dei fondi trattati analizzati, ricavate dai rapporti semestrali sui fondi immobiliari elaborati da Assogestioni.

Il dataset è stato integrato con i dati di alcune variabili macroeconomiche che colgono l'andamento congiunturale dell'economia Italiana: l'indice dei prezzi al consumo per la Famiglie di Operai ed Impiegati (FOI) senza tabacchi e l'indice della produzione industriale, le cui serie storiche mensili sono state estratte dalla banca dati dell'OCSE. Infine, dal Rapporto Annuale dell'ISTAT, è stata ricavata la dinamica dell'indicatore composito coincidente dell'economia italiana, utilizzato per costruire una variabile indicatrice relativa alla presenza di una fase di recessione dell'economia.

---

<sup>4</sup> Dal momento che le date di istituzione e di quotazione dei fondi differiscono, ne consegue che il periodo di osservazione non sia il medesimo per ciascun fondo. Per contro, il termine del periodo di osservazione comune a tutti è il 30/09/2011.

<sup>5</sup> Il risultato di gestione è ottenuto sottraendo al valore di vendita dell'immobile il costo d'acquisto e aggiungendo la differenza tra i proventi generati e gli oneri sostenuti per il mantenimento.

Tabella 1. I fondi retail quotati al 30/06/2011

Ticker	Data di costituzione	Data di quotazione	Scadenza	Sconto Medio	# Rendiconti
QFCRE	11/10/2001	17/11/2003	31/12/2016	44,8%	16
QFCRI	31/03/2001	03/06/2002	31/12/2016	39,9%	16
QFBPI	15/05/2000	03/01/2002	31/12/2010	29,4%	21
QFEGD	10/06/2003	04/08/2004	31/12/2013	19,3%	17
QFEI1	01/12/2004	04/12/2006	31/12/2014	46,0%	14
QFAL	01/03/2001	04/07/2002	27/06/2015 <sup>6</sup>	29,7%	18
QFATL	31/05/2006	07/06/2006	31/12/2013	36,1%	12
QFATL2	14/07/2005	19/07/2005	31/12/2003	28,6%	7
QFBET	01/01/2004	24/10/2005	18/02/2011	8,0%	13
QFDI	22/12/2006	12/03/2009	31/12/2004	57,9%	10
QFID	20/04/2005	04/05/2011	31/12/2020	50,6%	11
QFIMM	14/06/2002	29/10/2003	31/12/2017	28,8%	20
QFIRS	29/09/2003	24/01/2005	31/12/2013	38,2%	16
QFINV	01/03/2002	01/11/2004	31/12/2012	34,9%	20
QFOBE	29/12/2005	14/06/2006	31/12/2015	42,0%	12
QFOLI	06/12/2004	09/12/2004	31/12/2014	21,4%	14
QFPIR	06/07/2000	26/11/2002	30/06/2011	25,3%	17
QFPOL	17/06/2000	19/04/2001	31/12/2012	32,8%	20
QFRIE	26/12/2006	30/07/2009	31/12/2018	0,4%	10
QFSEC	09/12/1999	05/02/2001	31/12/2014	23,6%	24
QFTEC	01/03/2004	04/03/2004	31/12/2014	25,9%	15
QFUNO	09/12/1999	04/06/2001	31/12/2014	37,1%	17
QFVIG	15/02/1999	29/11/1999	31/12/2014 <sup>7</sup>	26,8%	15

La tabella 1 elenca i fondi retail ammessi alla quotazione (colonna 1), il ticker Datastream (colonna 2), la SGR di (colonna 3), le date di costituzione, ammissione alla quotazione e scadenza del fondo (colonne dalla 4 alla 6), lo sconto medio (colonna 7), il numero di rendimenti semestrali utilizzati nella costruzione del database.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Variabili

In questa sezione vengono brevemente descritte le variabili utilizzate nelle successive analisi empiriche.

##### 3.1.1 Variabile dipendente

**SCONTO.** Lo sconto sul NAV è definito come il rapporto tra, al numeratore, la differenza tra il valore del NAV del fondo  $i$ -esimo pubblicato nell'ultimo rendiconto disponibile al mese  $t$  ed il prezzo di quotazione in borsa alla fine del mese  $t$ , al denominatore, il medesimo valore del NAV. Si precisa che il valore del NAV è assunto costante durante il semestre e pari al valore risultante nell'ultimo rendiconto pubblicato. Ad esempio, dal mese di luglio al mese di dicembre il NAV

<sup>6</sup> Prorogabile di 15 anni.

<sup>7</sup> Prorogabile di 5 anni.

assume il valore indicato nel rendiconto di giugno, mentre per il periodo da gennaio a giugno viene utilizzato il NAV riportato nel rendiconto di dicembre. Questa assunzione non è ritenuta restrittiva ed è preferibile all'utilizzo di metodi di interpolazione lineare (diversamente da Biasin *et al.*, 2010). Infatti, dato che le variazioni del NAV sono prevalentemente legate alle fluttuazioni del valore del portafoglio immobiliare (e.g. non mobiliare) e data l'illiquidità dei beni oggetto di valutazione, è plausibile ritenere che il valore degli stessi non si discosti significativamente nell'arco di sei mesi. La variabile SCONTO è quindi definita formalmente come segue:

$$Sconto_{it} = \frac{NAV_{is} - P_{it}}{NAV_{is}} \times 100 \quad (1)$$

dove  $P_{i,t}$  rappresenta il prezzo di quotazione del fondo,  $i$ -esimo al mese  $t$ ,  $NAV_{i,s}$  è il valore del NAV del fondo  $i$ -esimo riportato sul rendiconto del semestre  $s$ ,  $i=1,2,\dots,23$ ,  $t$  copre i periodi riportati in Tabella 1, ed  $s$  assume valori nello stesso *range*. Nel seguito verificheremo se l'ampiezza e le variazioni dello SCONTO possono essere legate ad una o più covariate.

### 3.1.2 Variabili indipendenti

**CESSIONE.** La variabile CESSIONE è una variabile *dummy* che assume valore 1 se, al tempo  $t$ , il fondo  $i$ -esimo ha disinvestito almeno un cespite.

$$Cessione_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se si sono disinvestiti cespiti} \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases} \quad (2)$$

La CESSIONE è una variabile di controllo introdotta per verificare se lo SCONTO risente della cessione di un cespite.

**ESPERTI INDIPENDENTI.** Sono variabili di tipo qualitativo che identificano l'istituto di perizia o il collegio di esperti che al tempo  $t$  era stato incaricato a valutare il portafoglio immobiliare dell' $i$ -esimo fondo. Questa variabile controlla la possibile presenza di effetti differenziali legati all'utilizzo di un particolare esperto indipendente.

**PLUSVALENZA.** La plusvalenza contabile (PLUSCONT) è definita come la differenza tra il valore di vendita dall' $i$ -esimo fondo nel mese  $t$  e l'ultima valutazione effettuata dagli esperti indipendenti (3). La plusvalenza percentuale o standardizzata (PLUSREL) è pari al rapporto tra la

PLUSCONT e il valore stimato dagli esperti indipendenti nell'ultima valutazione, ottenendo così una plusvalenza relativa con frequenza mensile (4).

$$Pluscont_{it} = (Valore\ di\ vendita_{it} - Ultima\ valutazione_{it}) \quad (3)$$

$$Plusrel_{it} = \frac{(Valore\ di\ vendita_{it} - Ultima\ valutazione_{it})}{Ultima\ valutazione_{it}} \times 100 \quad (4)$$

Ci attendiamo che, in caso di plusvalenza positiva, in termini assoluti o relativi, vi sia un effetto sullo SCONTO.

**GRADO DI INDEBITAMENTO (GI).** Indica il grado di indebitamento dell'*i*-esimo fondo al tempo *t* rispetto al livello massimo consentito. Assume quindi un valore compreso tra 0% (e.g. assenza di indebitamento) e 100% (il fondo è indebitato nella misura massima consentita dalla legge o dal suo regolamento, se più restrittivo). Si assume che durante un semestre il grado di indebitamento sia costante.

**DIMENSIONE (DIM).** E' definita come il rapporto tra il totale dell'attivo dell'*i*-esimo fondo e il totale attivo dei 23 fondi del campione, nel medesimo periodo. Si assume che la variabile presenti un valore costante nel semestre.

**INFLAZIONE (INF) E TASSO DI PRODUZIONE INDUSTRIALE (TPI).** Il tasso d'inflazione (5) e il tasso di produzione industriale (6) sono stati calcolati rispettivamente dall'indice dei prezzi e dall'indice di produzione. Entrambi hanno una frequenza di computo mensile.

$$INF_t = \frac{FOI_t - FOI_{t-1}}{FOI_{t-1}} \times 100 \quad (5)$$

$$TPI_t = \frac{IPI_t - IPI_{t-1}}{IPI_{t-1}} \times 100 \quad (6)$$



**RECESSIONE.** La variabile RECESSIONE è una variabile *dummy* che assume valore 1 se nel mese in considerazione l'economia italiana si trovava in un periodo di recessione, 0 altrimenti.<sup>8</sup>

$$Recessione_t = \begin{cases} 1 & \text{se } t \text{ è in un periodo di recessione} \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases} \quad (7)$$

Le tre precedenti variabili di derivazione macroeconomica permetteranno di verificare se esista o meno una relazione tra lo SCONTO e l'evoluzione dei prezzi e dell'economia nel suo complesso.

Tabella 2. Statistiche descrittive

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Sconto	1850	30.7 %	14.6 %	-61.0 %	66.2 %
Cessione	1850	.092	.289	0	1
Pluscont	1850	180422	2178806	-4350000	6.01e+07
Pluscont lcessione=1	170	1963415	6958217	-4350000	6.01e+07
Plusrel	1850	1.5 %	26.4 %	-40 %	1105 %
Plusrel lcessione=1	170	16.6 %	86.0 %	-40 %	1105 %
GI	1819	40.160	32.033	0	112.1
DIM	1814	5.870	6.829	.31	62.13
INF	1850	.166	.182	-.406	.518
TPI	1850	-.123	1.918	-4.904	4.255
Recessione	1850	.134	.340	0	1

Analisi descrittiva relativa alle variabili utilizzate nell'analisi empirica. Le variabili Pluscontlcessione=1 e Plusrellcessione=1 rappresentano le plusvalenze assolute e relative realizzate sulle cessioni.

La tabella 2 riporta alcune statistiche descrittive relative alle variabili descritte. Si osserva come siano complessivamente presenti 1850 osservazioni per la variabile SCONTO, con una media del 30,7%. Lo SCONTO tuttavia non è sempre positivo, infatti, in 47 casi, il valore di mercato del fondo risulta superiore al NAV stimato.

La PLUSCONT media, condizionata a 170 cessioni osservate, è di circa euro 1,9 milioni, con una PLUSREL media di circa il 17% sull'ultimo valore di perizia. Quindi, in media, nel periodo osservato, gli esperti indipendenti tendono a sottostimare il valore di mercato degli immobili.

<sup>8</sup> I periodi di recessione relativi all'arco temporale considerato sono: Febbraio 2001 – Dicembre 2001; Ottobre 2002 – Aprile 2003; e Agosto 2007 – Aprile 2009. Fonte: ISTAT (2011), *La situazione del Paese nel 2010*, Annuario ISTAT.

Tabella 3. Concentrazione cespiti disinvestiti

Fondo\anno	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	TOT.
QFCRE								1			<b>1</b>
QFCRI					1		1	1			<b>3</b>
QFBPI			1	1		2		3	1		<b>8</b>
QFEGD					2						<b>2</b>
QFEI1					2		1				<b>3</b>
QFAL	3	1	2	3	3	1			2	1	<b>16</b>
QFATL							1	1	11		<b>13</b>
QFATL2							2	6	5	4	<b>17</b>
QFBET				3	7	8	14	1	1	1	<b>35</b>
QFDI										1	<b>1</b>
QFID									3		<b>3</b>
QFIMM						2			1		<b>3</b>
QFIRS						6				1	<b>7</b>
QFINV				1	1	1				1	<b>4</b>
QFOBE						1		1			<b>2</b>
QFOLI				11	17	16	11	7	2	1	<b>65</b>
QFPIR				1		4	3		1		<b>9</b>
QFPOL		1	2	1		4	3	2	4		<b>17</b>
QFRIE											<b>0</b>
QFSEC			1	2		1	1	2	1		<b>8</b>
QFTEC			3	2	7	4	10	5	8	2	<b>41</b>
QFUNO				3	3	3		1	1	2	<b>13</b>
QFVIG				1	1		1	1	2		<b>6</b>
<b>TOT.</b>	<b>3</b>	<b>2</b>	<b>9</b>	<b>29</b>	<b>44</b>	<b>53</b>	<b>48</b>	<b>32</b>	<b>43</b>	<b>14</b>	<b>277</b>

Le statistiche descrittive evidenziano che, nella maggior parte dei casi, gli immobili vengono disinvestiti ad un valore di realizzo superiore all'ultima valutazione degli esperti indipendenti, determinando così una plusvalenza. Questo indicherebbe che le valutazioni eseguite dagli istituti delegati sono sistematicamente più basse del valore effettivo di vendita (Pattitoni et al., 2012).

In tabella 3 è rappresentata la concentrazione dei cespiti disinvestiti sia per anno che per fondo. Il totale degli immobili ceduti nel periodo considerato è 277. La maggior parte di essi è stata venduta tra il 2006 e il 2008, successivamente si registra una diminuzione delle alienazioni, probabilmente a causa dell'andamento del mercato immobiliare in costante discesa dal 2007. Da una lettura più attenta dei dati, si rileva che la cessione di 203 cespiti (il 73% del totale dei cespiti alienati) ha portato ad una plusvalenza rispetto all'ultima valutazione effettuata dagli esperti. La plusvalenza media è 1.219.281€ per cespiti alienato (la differenza con la media della tabella 2 è dovuta al fatto

che la variabile plusvalenza, calcolata per le nostre analisi, ha frequenza mensile ed in un singolo mese possono essere ceduti più cespiti).

Gli esperti indipendenti delegati per la valutazione dei beni immobiliari dei fondi inclusi nelle nostre analisi sono:<sup>9</sup> K2REAL; CB Richard Ellis (CBRE); Real Estate Advisory Group (REAG); Scenari Immobiliari; Yard Valtech; Cushman & Wakefield; Patrigest; DTZ Italia; Stima; Reddy's Group. Fino al primo semestre del 2010 REAG S. e CBRE coprivano il 75% del campione. Negli ultimi due semestri le differenze con le altre società sembrano attenuarsi anche se REAG continua a mantenere la quota di mercato più elevata, pari al 26% dei fondi.

### 3.2 Metodologia

Nelle analisi empiriche il modello utilizzato è lineare e tende a spiegare l'evoluzione dello sconto sulla base di un insieme di variabili esplicative o covariate. Per il singolo fondo immobiliare, l'equazione di riferimento è la seguente:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1,it} + \beta_2 x_{2,it} + \dots + \beta_n x_{n,it} + u_{it} \quad (8)$$

dove si assume l'omoschedasticità e l'incorrelazione seriale degli errori (sia rispetto al tempo che tra fondi differenti)  $E(u_{is}u_{it}') = 0$  per ogni  $s \neq t$  e  $E(u_{it}u_{jt}') = 0$  per ogni  $i \neq j$ . Si assume inoltre l'incorrelazione tra i residui e le covariate. L'approccio seguito ricade quindi nell'ambito dei modelli per dati in panel, che nel nostro caso hanno dimensione sezionale limitata (pari a 23 fondi immobiliari) relativamente alla dimensione temporale (78 mesi). Inoltre, il panel utilizzato è non bilanciato a causa della diversa data di quotazione dei fondi.

Tuttavia, l'analisi grafica dello sconto sul NAV nel tempo evidenzia la possibile presenza di non stazionarietà. Abbiamo eseguito il test di Dickey-Fuller aumentato (ADF) per ogni singolo fondo. Per tutti i fondi, fatta eccezione per QFID (il risultato non è utilizzabile data la presenza per il fondo di sole 5 osservazioni), il test non rifiuta l'ipotesi nulla di presenza di radice unitaria. Di conseguenza, l'evidenza empirica suggerisce di considerare le serie dello sconto come non stazionarie e di lavorare sulle differenze prime. Le altre variabili possono essere considerate stazionarie ad eccezione della variabile che tiene conto del grado di indebitamento del fondo, per la quale il test non rifiuta l'ipotesi di radice unitaria.

---

<sup>9</sup> Si ricorda che le SGR possono delegare l'incarico, oltre che ad una società, anche ad un collegio di almeno tre professionisti.

Verificata la non-stazionarietà delle serie storiche, il modello lineare (8), potrebbe esporre l'analisi al problema della regressione spuria. Solitamente, per risolvere questo tipo di problema, si considerano modelli sulla differenza prima della variabile di interesse, che, come menzionato in precedenza è stazionaria. Tuttavia, a causa della procedura di costruzione della variabile sconto, la variabile sconto differenziata non rappresenta per tutti i mesi  $t$  l'effettiva differenza dello sconto tra due mesi consecutivi. In effetti si osserva quanto segue:

$$\begin{aligned} Sconto_{it} - Sconto_{it-1} &= \frac{NAV_{is} - P_{it}}{NAV_{is}} - \frac{NAV_{is} - P_{it-1}}{NAV_{is}} = \\ &= \frac{P_{it-1} - P_{it}}{NAV_{is}}, \quad \text{se } t \text{ e } t-1 \text{ appartengono allo stesso semestre;} \end{aligned} \quad (9)$$

Data l'assunzione di NAV costante dalla data del rendiconto fino alla disponibilità del rendiconto successivo, all'interno dello stesso semestre la differenza dello sconto non è altro che la differenza dei prezzi rapportati al NAV di quel determinato semestre (9). Diversamente, si ottiene la reale differenza dello sconto solo nei mesi successivi alle date di riferimento dei rendiconti, gennaio e luglio (10). Per superare questo problema, si potrebbe utilizzare lo sconto con frequenza semestrale e quindi la variabile differenziata sarebbe indice dell'effettiva differenza dello sconto tra un semestre e l'altro, ma così facendo si perdere l'informazione riguardo ai cespiti disinvestiti. Diversamente, seguendo Biasin, Giacomini e Quaranta (2010), si potrebbe applicare l'interpolazione per ricostruire una serie mensile del NAV. Tuttavia, tale approccio induce una presenza di correlazione seriale nelle serie del NAV che potrebbe distorcere il calcolo dello sconto.

A riguardo, Phillips e Moon (1999, 2000), e successivamente Baltagi (2005), hanno verificato che, a differenza di quanto avviene nelle regressioni spurie in un ambito di serie storiche (dove lo stimatore OLS del coefficiente angolare tende in distribuzione a una variabile non degenera che è funzionale di moti browniani e quindi non consistente), nel caso di regressioni panel in presenza di non-stazionarietà, lo stimatore dei minimi quadrati pooled è consistente (per  $T \rightarrow \infty, N \rightarrow \infty$ ) e tende in distribuzione ad una normale. L'idea di fondo è che, nei panel, la componente cross-section aggiunge informazioni che portano ad un segnale complessivo più forte rispetto al caso delle semplici serie storiche. Quindi, per evitare il problema delle regressioni spurie utilizziamo in questo lavoro lo stimatore pooled.

Empiricamente, si procede regredendo la variabile sconto (1) sulle seguenti variabili: le dummy indicatrici degli esperti indipendenti; la variabile cessione (2); una variabile legata al periodo temporale (introducendo la variabile *trend* o alternativamente un set di dummy annuali); e delle ulteriori variabili di controllo, le variabili macroeconomiche e le variabili relative al grado di indebitamento ed alla dimensione del fondo. Sono state infine inserite delle variabili dummy che

denotano la distanza in termini di mesi dall'ultimo rendiconto di riferimento. Queste variabili sono denominate con "dopo" e i mesi di differenza rispetto all'ultimo rendimento<sup>10</sup>. Con tali variabili dummy si vuole cogliere, il possibile effetto dovuto alla pubblicazione del rendiconto, che avviene entro i due mesi successivi dalla data di riferimento dello stesso.

In stime preliminari del modello (10) si è verificata, tramite il test di White, la presenza di eteroschedasticità. Si è quindi deciso di utilizzare degli standard error robusti, per i quali sono possibili due possibili soluzioni. Una prima alternativa è quella di considerare eteroschedasticità a livello temporale, ma costante nella dimensione sezionale. In questo caso la matrice di varianza e covarianza di  $u_{it}$ ,  $t=1,2,\dots,T$ , il vettore degli errori del fondo  $i$ -esimo, è diagonale e ogni singola varianza viene stimata come:

$$\hat{\sigma}_{u,tt}^2 = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^N \hat{u}_{it}^2, \quad t = 1, \dots, T \quad (11)$$

dove  $\hat{u}$  sono i residui della regressione e  $k$  il numero di regressori.

Una seconda alternativa, per risolvere il problema dell'eteroschedasticità, è permettere che ci sia correlazione seriale nello stesso fondo, ovvero che ci siano osservazioni indipendenti tra i fondi ma dipendenti all'interno del fondo, il che sembra teoricamente possibile e supportato dai test di autocorrelazione. La matrice di varianza e covarianza questa volta è piena e la stima di ogni elemento è la seguente:

$$\hat{\sigma}_{u,ts}^2 = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^N \hat{u}_{it} \hat{u}_{is}, \quad t, s = 1, \dots, T \quad (12)$$

## 4. Risultati e discussione

La tabella 4 riporta le stime OLS pooled con standard error robusti ottenuti ammettendo correlazione seriale all'interno dello stesso fondo, come nella (12). La costante è stata eliminata per ovviare al problema della esatta collinearità tra i regressori. Per lo stesso motivo, quando vengono introdotte le dummy annuali, non è inserita la variabile relativa all'anno 2001, e quando si

---

<sup>10</sup> Ad esempio dopounM indica la variabile che assume 1 se l'osservazione è riferita a gennaio o a luglio, ossia al mese successivo al mese di riferimento del rendiconto (che ricordiamo essere giugno e dicembre).

introducono le variabili “*dopo*”, non viene inserita la differenza di mese zero (e.g. assume valore 1 per le osservazioni di giugno o dicembre).

Il modello (1) è la specificazione di base ed include le dummy relative agli istituti di perizia. Nel modello (2) si aggiunge la variabile *cessione*. Nel modello (3) si introduce il trend. Nei modelli da (4) a (6) il trend viene sostituito con dummy annuali alle quale vengono aggiunte le seguenti variabili di controllo: RECESSIONE, *INF* e *TPI*, grado di indebitamento, dimensione, le variabili *dopo* e la variabile PLUSREL. Infine, nel modello (7) si reintroduce il trend a scapito delle dummy annuali e si controlla per la variabile RECESSIONE, *INF*, *TPI* e *dopo*.

Tutti i modelli proposti hanno un  $R^2$  compreso tra l’86 e l’89%. Il numero di osservazioni è ridotto rispetto alle 1850 iniziali perché non si hanno le informazioni per i primi anni di vita di alcuni fondi riguardo gli esperti indipendenti che sono stati delegati alla valutazione del patrimonio. In aggiunta, introducendo le variabili SIZE e LEV si perdono ulteriori 11 osservazioni.

Gli istituti di perizia, nel periodo osservato, hanno un effetto significativo e positivo, molto marcato, sullo SCONTO, anche aggiungendo ulteriori controlli nella regressione. In tutti i modelli, si rifiuta l’uguaglianza tra tutti gli esperti indipendenti. La società “Stima”, partecipata dall’ente indipendente Tüv Italia, filiale italiana del gruppo multinazionale tedesco leader in Europa nel settore delle certificazioni ed ispezioni, risulta la meno influente: i risultati mostrano che la variabile è significativa con un impatto minimo, confrontato con gli altri istituti, nei modelli 1 e 2 e diviene non statisticamente significativa con l’introduzione delle variabili anno e degli altri controlli. Anche “Patrigest” e “Collegio degli esperti” si differenziano dagli altri istituti avendo stime più basse. Questo potrebbe essere interpretato come un segnale dell’effettiva “indipendenza” di questi esperti.

Il mercato potrebbe considerare discutibile e poco trasparente la metodologia di valutazione utilizzata dagli esperti o avere qualche dubbio sulla loro indipendenza (Cacciamani, 2006). Questi risultati sono in contrasto con i risultati attesi e i benefici propri del principio di professionalità e indipendenza dei valutatori. In questo contesto, di incertezza e di asimmetria informativa sui beni da valutare, prevale il principio dei *lemmons* di Akerlof (1970): come risultato, sul mercato si scambiano i beni ad un prezzo inferiore al loro valore intrinseco.

La variabile *cessione* è altamente significativa con segno negativo in tutti i modelli proposti, come ci attendevamo: in caso di disinvestimento di un bene immobile, lo sconto in quel mese è più basso. Di contro, la variabile *plusvalenza* relativa o assoluta non è mai significativa. Tuttavia, creando introducendo una variabile dummy che indica se è avvenuta plusvalenza<sup>11</sup> o meno, questa diventa significativa e assume lo stesso valore della variabile *cessione*; mentre inserendole entrambe nella stessa regressione, la prima perde la sua significatività. Possiamo concludere che la variabile

---

<sup>11</sup> Si ricorda che la plusvalenza è intesa rispetto all’ultima valutazione effettuata dagli esperti indipendenti.

*cessione* include il contenuto informativo dell'avvenuta plusvalenza e ciò è supportato dalle statistiche descrittive che rivelano come una *cessione* implichi, nel 73% dei casi in esame, una plusvalenza. La diminuzione dello sconto può essere dovuta alla riduzione del rischio di portafoglio e ad una rivalutazione del valore del fondo a seguito delle nuove informazioni veicolate dalla *cessione*. La vendita di un cespite immobiliare trasforma infatti un bene poco fungibile e illiquido, in un bene fungibile e subito disponibile. Sotto il secondo profilo, la rivalutazione può essere causata dalla presa d'atto che i beni in portafoglio sono, di fatto, sottostimati. Il mercato, a ben vedere, non sembra tanto risentire della quantificazione della plusvalenza stessa, bensì del contenuto informativo che la *cessione* veicola: in caso di plusvalenza, il mercato recepisce l'informazione sull'effettiva sottostima dei prezzi del portafoglio immobiliare e adegua di conseguenza il prezzo della quota; in caso di minusvalenza, valuta comunque positivo il beneficio di aver trasformato un bene illiquido in liquidità.

I controlli introdotti per valutare l'effetto dell'informazione ottenuta dalla pubblicazione del rendiconto sono risultati tutti non significativi, quindi il mercato non viene "sorpreso" dai dati pubblicati dal rendiconto. Il risultato è in accordo con l'ipotesi di efficienza semi-forte del mercato (Fama, 1970), in quanto nel momento in cui le informazioni vengono rese pubbliche, il prezzo le ha già incorporate.

Il ciclo economico ha un effetto altamente significativo sullo SCONTO: in una fase recessiva, lo SCONTO tende ad essere più alto, con un incremento tra l'8,4% ed il 10,7% (Simpson e Ramchander, 2002). Questo potrebbe essere dovuto al ribasso dei prezzi delle quote sul mercato secondario dei fondi che incorporano il valore attuale dei minori prezzi degli immobili che si andranno a realizzare sul mercato reale, a causa del ciclo economico negativo. Il prezzo di borsa reagisce più rapidamente e maggiormente alle informazioni sulla congiuntura economica rispetto alle valutazioni sul NAV effettuate dagli esperti.

Il tasso di crescita della produzione industriale, *proxy* della variabile RECESSIONE, infatti perde significatività quando viene introdotta la variabile recessione che, essendo calcolata tenendo conto dell'indice composito coincidente dell'economia, ingloba già il contenuto informativo della variazione della produzione industriale. Risultato simile si osserva per il tasso di crescita dei prezzi.

Controllando per la dimensione e il grado di indebitamento del fondo, le stime di tutti gli esperti indipendenti aumentano e le dummy relative all'anno diventano tutte significativamente negative ad eccezione del 2002 che, tuttavia, non è significativa. L'effetto di queste due variabili è tuttavia non significativo. Il segno del coefficiente dei parametri è positivo per la dimensione e negativo per il grado di indebitamento, in contrasto con i risultati di Biasin *et al.* (2010). La mancanza di significatività dei coefficienti suggerisce che non siano presenti economie di scala nella gestione e

che per il mercato non vi sia relazione tra valore dell'attivo e percezione di una maggiore stabilità dei fondi di dimensioni elevate rispetto a fondi di dimensioni contenute. Infine, l'indebitamento non ha un effetto significativo sullo SCONTO, evidenza che induce a ritenere che sul mercato vi sia assente o errata valutazione del rischio totale del portafoglio, operativo e finanziario, conseguente alla maggiore grado di indebitamento.



Tabella 4. I modelli con standard error cluster

VARIABLES	Modello (1)	Modello (2)	Modello (3)	Modello (4)	Modello (5)	Modello (6)	Modello (7)
CBRE	33.86*** (2.979)	34.84*** (2.770)	31.83*** (3.848)	27.41*** (7.018)	59.62** (20.959)	59.08* (21.086)	29.95*** (3.326)
Collegio_esp	18.71** (6.413)	19.47** (6.050)	17.77* (6.476)	13.26*** (1.223)	44.50* (20.452)	43.84* (20.592)	16.93* (7.587)
Cushman_W	57.91 (0.000)	57.91 (0.000)	54.84*** (2.309)	47.56*** (6.698)	79.11** (20.895)	78.98** (21.091)	54.42*** (3.307)
DTZ_Italia	51.57*** (5.475)	51.92*** (5.440)	49.59*** (7.104)	41.62*** (8.978)	73.09** (21.241)	72.55** (21.410)	49.32*** (6.881)
K2REAL	39.00*** (4.486)	39.28*** (4.356)	34.08*** (6.223)	28.92** (8.024)	59.43* (21.703)	58.98* (21.832)	33.56*** (5.582)
Patrigest	18.95*** (2.653)	20.39*** (3.149)	15.94*** (4.077)	9.94 (5.283)	42.33 (21.446)	42.03 (21.606)	15.93** (4.584)
REAG	32.28*** (2.878)	32.57*** (2.920)	30.21*** (3.422)	26.55*** (6.828)	58.74* (21.803)	58.19* (21.913)	29.27*** (3.955)
Reddy	25.55*** (0.000)	26.17*** (0.192)	23.91*** (1.658)	21.13** (6.148)	52.72* (20.591)	52.14* (20.713)	23.95*** (2.560)
STIMA	0.36*** (0.000)	0.36*** (0.000)	-0.38 (0.552)	-9.98 (6.821)	19.65 (18.924)	19.03 (19.025)	-2.08 (4.404)
Scenari	34.11*** (2.978)	34.73*** (2.996)	30.12*** (4.608)	26.45*** (6.836)	58.98* (21.350)	58.45* (21.496)	29.52*** (4.736)
YardValtech	23.01*** (0.000)	23.76*** (0.231)	21.50*** (1.652)	19.28** (6.165)	52.11* (21.265)	51.51* (21.382)	20.92*** (2.537)
cessione		-6.71** (2.075)	-6.71** (2.012)	-6.18** (1.939)	-5.61** (1.677)	-5.94** (1.834)	-6.65** (2.211)
recessione				8.61*** (1.223)	8.50*** (1.355)	8.46*** (1.349)	10.70*** (1.971)
GI					-0.51 (0.343)	-0.51 (0.349)	-0.06 (0.160)
DIM					0.03 (0.057)	0.03 (0.058)	0.03 (0.045)
INF					-0.52 (1.275)	-0.01 (1.362)	-3.43* (1.290)
TPI					-0.23* (0.095)	-0.24* (0.092)	0.18 (0.094)
Plusrel						0.04 (0.041)	
Trend			0.05 (0.041)				0.05 (0.044)
Variabili “dopo”						SI	SI
Dummy ANNO				SI	SI	SI	
Observations	1,654	1,654	1,654	1,654	1,643	1,643	1,643
Adj. R-squared	0.86	0.86	0.86	0.89	0.89	0.89	0.87
Test uguaglianza <sup>1</sup>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Robust standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05

<sup>1</sup> : p-value del test per la verifica di H<sub>0</sub>: i coefficienti degli esperti indipendenti sono tutti uguali

Tabella 4A - p-value dei modelli 1-7

Test uguaglianza coefficienti	p-value						
Test \ Modelli	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
CBRE=REAG=Scenari=K2REAL	0.63	0.63	0.87	0.96	0.99	0.99	0.82
Collegio=Patrigest=YardV=Reddy	0.06	0.00	0.00	0.04	0.10	0.11	0.02
Cushman=DTZ Italia	0.26	0.28	0.42	0.30	0.30	0.27	0.41

La variabile TREND, quando inserita, risulta non significativa. Tuttavia, cogliendo il TREND con le variabili *dummy* per anno, senza le variabili *GI* e *DIM*, lo SCONTO aumenta negli ultimi tre anni rispetto all'anno di base (il 2001), mentre, dopo l'introduzione dei due controlli, ogni anno ha un impatto significativamente negativo sullo SCONTO, rispetto all'anno 2001. Quest'ultimo risultato potrebbe trovare spiegazione nella maggiore informazione e conoscenza del prodotto negli anni successivi rispetto allo scetticismo iniziale che caratterizza, in generale, un nuovo prodotto, ovvero nell'aumento del numero dei fondi offerti dal settore.

In precedenza si è osservato come i coefficienti relativi ai vari esperti e riportati in tabella 4 siano statisticamente differenti. Procedendo per aggregazioni e test successivi si verifica l'ipotesi che gli esperti possano essere raggruppati in *cluster* omogenei rispetto al loro impatto sul livello dello sconto. Si formano così 4 gruppi per gli esperti indipendenti all'interno dei quali l'effetto sullo sconto è statisticamente uguale: il primo gruppo è formato da CBRE, REAG, Scenari e K2REAL; il secondo gruppo è formato da Patrigest, YardValtech, Collegio degli esperti e Reddy (per quest'ultimo istituto si rifiuta l'uguaglianza agli altri tre per i modelli (2), (3), (4) e (7)); il terzo gruppo è formato da Cushman e DTZ; e l'ultimo gruppo vede la presenza della sola società STIMA. I p-value relativi ai test sono riportati in tabella 4a.

I risultati di stima del modello, sono riportati nella Tabella 5 e confermano quanto ottenuto in precedenza: impatto negativo della variabile CESSIONE e positivo della variabile RECESSIONE; peso limitato delle altre variabili di controllo. Inoltre, si osserva come l'impatto sullo SCONTO sia diverso tra i tre gruppi di società di perizia: il gruppo 2 ha l'impatto minore mentre il gruppo 3 ha l'impatto maggiore. Come in precedenza la società STIMA risulta non significativa, o comunque con un impatto minimo sullo SCONTO.

Tabella 5. I modelli con standard error cluster

VARIABLES	(1) Model	(2) Model	(3) Model	(4) Model	(5) Model	(6) Model	(7) Model
Gruppo1	33.41*** (1.917)	34.03*** (1.890)	30.86*** (3.062)	24.37*** (4.607)	53.42* (21.114)	52.82* (21.199)	29.38*** (3.413)
Gruppo2	21.15*** (3.877)	21.88*** (3.670)	19.71*** (4.022)	13.25*** (1.216)	41.89 (20.499)	41.24 (20.576)	19.05** (5.068)
Gruppo3	52.17*** (4.928)	52.48*** (4.897)	49.99*** (6.364)	39.85*** (7.329)	68.26** (20.820)	67.69** (20.940)	49.53*** (6.402)
STIMA	0.36*** (0.000)	0.36*** (0.000)	-0.41 (0.485)	-12.36* (5.238)	14.33 (18.494)	13.63 (18.553)	-2.24 (4.714)
CESSIONE		-6.40* (2.291)	-6.51** (2.166)	-6.14** (2.154)	-5.61** (1.872)	-5.86** (2.053)	-6.67* (2.398)
RECESSIONE				8.62*** (1.216)	8.42*** (1.323)	8.37*** (1.321)	10.60*** (1.927)
DIM					-0.46 (0.344)	-0.47 (0.348)	-0.06 (0.161)
GI					0.03 (0.056)	0.03 (0.057)	0.03 (0.047)
INF					-0.67 (1.306)	-0.18 (1.407)	-3.46* (1.324)
TPI					-0.23* (0.096)	-0.24* (0.094)	0.18 (0.091)
PLUSREL						0.03 (0.039)	
TREND			0.06 (0.036)				0.06 (0.039)
Variabili “dopo”						SI	SI
Dummy ANNO				SI	SI	SI	SI
Observations	1,654	1,654	1,654	1,654	1,643	1,643	1,643
R-squared	0.86	0.86	0.86	0.89	0.89	0.89	0.87
Adj. R-squared	0.86	0.86	0.86	0.88	0.89	0.89	0.87

Robust standard errors in parentesi  
\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05

Tabella 6. I modelli con standard error cluster senza Cushman

VARIABLES	(1) Model	(2) Model	(3) Model	(4) Model	(5) Model	(6) Model	(7) Model
CBRE	-24.04*** (2.979)	-23.07*** (2.770)	-23.00*** (2.726)	-20.15*** (2.765)	-19.49*** (2.786)	-19.90*** (2.786)	-24.47*** (2.949)
Collegio_esp	-39.20*** (6.413)	-38.43*** (6.050)	-37.07*** (6.219)	-34.30*** (7.385)	-34.61*** (7.900)	-35.14*** (7.989)	-37.50*** (8.271)
DTZ_Italia	-6.34 (5.475)	-5.99 (5.440)	-5.24 (6.341)	-5.94 (5.602)	-6.02 (5.723)	-6.43 (5.713)	-5.11 (6.062)
K2REAL	-18.90*** (4.486)	-18.62*** (4.356)	-20.75*** (4.936)	-18.63*** (4.365)	-19.68*** (3.621)	-20.00*** (3.572)	-20.86*** (4.497)
Patrigest	-38.96*** (2.653)	-37.52*** (3.149)	-38.90*** (2.924)	-37.62*** (3.195)	-36.78*** (3.728)	-36.95*** (3.699)	-38.50*** (3.222)
REAG	-25.63*** (2.878)	-25.34*** (2.920)	-24.63*** (3.136)	-21.01*** (3.831)	-20.37*** (3.879)	-20.79*** (3.897)	-25.16*** (3.411)
Reddy	-32.36*** (0.000)	-31.74*** (0.192)	-30.92*** (0.685)	-26.43*** (3.645)	-26.39*** (3.572)	-26.84*** (3.576)	-30.47*** (3.323)
STIMA	-57.55 (.)	-57.55*** (0.000)	-55.21*** (1.757)	-57.54*** (1.228)	-59.46*** (2.643)	-59.95*** (2.694)	-56.51*** (2.902)
Scenari	-23.79*** (2.978)	-23.17*** (2.996)	-24.72*** (3.066)	-21.11*** (2.497)	-20.13*** (3.057)	-20.53*** (3.072)	-24.90*** (3.895)
YardValtech	-34.90 (.)	-34.15*** (0.231)	-33.34*** (0.704)	-28.28*** (3.255)	-27.00*** (3.017)	-27.47*** (3.012)	-33.51*** (2.434)
CESSIONE		-6.71** (2.075)	-6.71** (2.012)	-6.18** (1.939)	-5.61** (1.677)	-5.94** (1.834)	-6.65** (2.211)
RECESSIONE				8.61*** (1.223)	8.50*** (1.355)	8.46*** (1.349)	10.70*** (1.971)
DIM					-0.51 (0.343)	-0.51 (0.349)	-0.06 (0.160)
GI					0.03 (0.057)	0.03 (0.058)	0.03 (0.045)
INF					-0.52 (1.275)	-0.01 (1.362)	-3.43* (1.290)
TPI					-0.23* (0.095)	-0.24* (0.092)	0.18 (0.094)
PLUSREL						0.04 (0.041)	
TREND			0.05 (0.041)				0.05 (0.044)
Costante	57.91*** (0.000)	57.91*** (0.000)	54.84*** (2.309)	47.56*** (6.698)	79.11** (20.895)	78.98** (21.091)	54.42*** (3.307)
Variabili “dopo”						SI	SI
Dummy anno				SI	SI	SI	
Observations	1,654	1,654	1,654	1,654	1,643	1,643	1,643
R-squared	0.22	0.24	0.25	0.39	0.40	0.41	0.31
Adj. R-squared	0.22	0.24	0.25	0.38	0.39	0.39	0.30

Robust standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05

Riproponiamo in tabella 6 i sette modelli già definiti ed illustrati in precedenza, escludendo dalle analisi l’istituto di perizia che è meno presente nel database - Cushman. Sebbene i coefficienti degli istituti devono essere interpretati in maniera differente rispetto a prima, i test di uguaglianza sono

concordi con quanto visto nei modelli precedenti. In altre parole, si rifiuta sempre l'uguaglianza tra i vari istituti di perizia e si possono formare gli stessi gruppi. Anche per quanto riguarda la variabile *cessione* e gli altri controlli giungiamo alle stesse conclusioni viste in precedenza.

Infine, non è stato rinvenuto alcun effetto significativo sullo SCONTO, causato dalla diffusione sul mercato del rendiconto semestrale del fondo, a conferma dell'efficienza semi-forte del mercato.

## 5. Conclusioni

Il settore dei fondi immobiliari italiani collocati nel mercato secondario sono caratterizzati da quotazioni nettamente inferiori rispetto ai valori dei rispettivi NAV. La problematica che ne deriva è di importante rilievo in quanto impedisce alle società di gestione di raccogliere ulteriori risorse durante le riaperture delle sottoscrizioni e il collocamento di nuovi fondi sul mercato primario. Questa caratteristica riduce anche l'efficacia delle operazioni di dismissione del patrimonio immobiliare pubblico attraverso l'apporto in fondi chiusi immobiliari.

L'obiettivo del presente lavoro era quello di sviluppare il filone di letteratura che analizza il fenomeno dello sconto sul NAV, analizzando, nel mercato italiano, l'effetto degli esperti indipendenti e dell'informazione conseguente all'alienazione di un immobile.

Tranne poche eccezioni, gli esperti indipendenti contribuiscono ad aumentare, non tutti allo stesso modo, il divario tra NAV e prezzo dei fondi. Il mercato, quindi, non valuta positivamente l'operato degli esperti indipendenti.

Tuttavia, l'alienazione di un cespite riduce lo sconto, in quanto, in media, si genera una plusvalenza rispetto all'ultima valutazione eseguita. E' quindi ragionevole ipotizzare che il portafoglio dei beni immobili sia sottostimato e quindi anche il NAV. Pertanto, lo sconto effettivo che sta applicando il mercato finanziario è, di fatto, superiore a quello che si osserva nel mercato reale. Ciò invalida l'ipotesi avanzata da alcuni Autori (Cacciamani, 2006) che lo sconto sul NAV sia dovuto a sovra stime del valore degli immobili, da parte degli esperti indipendenti, e conferma i risultati di Pattitoni et al. (2012), qui supportati da una metodologia e un orizzonte temporale di analisi ben più ampio.

Se così, allora le conclusioni di questo lavoro suggeriscono al Legislatore o al gestore del mercato di imporre la presenza di un market maker sulle quote dei fondi chiusi, il quale si impegna all'acquisto o alla vendita con scostamenti di prezzo sul NAV fissati dal regolamento di funzionamento del mercato.

A tal fine, gli sviluppi del presente lavoro possono avere per oggetto l'effetto dei costi di gestione e dell'indebitamento sul NAV.

## Bibliografia

Adams A. T., Venmore-Rowland P. (1990), Property share valuation, *Journal of Property Valuation and Investment*, 8, 127–142.

Akerlof G. A. (1970), The Market for 'Lemons': Quality Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500.

Anderson R., Conner P., Liang Y., (2001) Dimensions of REIT Pricing: Size, Growth, and Leverage, *Prudential Real Estate Investors*, March.

Assogestioni (2010), Il rapporto tra le SGR e gli “esperti indipendenti” nelle attività di valutazione dei beni immobili, diritti reali immobiliari e partecipazioni in società immobiliari. – Principi e linee guida, on line [data ultimo accesso: 1 giugno 2012]: <http://www.assogestioni.it/index.cfm/8,602,0,32/linee-guida-fondi-immobiliari.pdf>.

Assogestioni, Fondi immobiliari, Rapporto semestrale, semestri vari.

Baltagi H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, (third ed.), New York: John Wiley. & Sons.

Barkham R., Ward C. (1999), Investor Sentiment and Noise Traders: Discount to Net Asset Value in Listed Property Companies in the U.K., *Journal of Real Estate Research*, 18(2), 291-312.

Berk J., Stanton R. (2004), A rational model of closed-end fund discount, *NBER Working Papers* 10412, National Bureau of Economic Research, Inc.

Berk J., Stanton R. (2007), Managerial ability, compensation, and the closed-end fund discount, *The Journal of Finance*, vol. LXII, n. 2, 529-556.

Biasin M., Giacomini E. e Quaranta A.G. (2010), Quotazione a sconto, governance e regolamentazione dei fondi immobiliari italiani, *Bancaria Editrice*, n.1, 31-45.

Bond, S., Shilling, J.D. (2003), An evaluation of property company discounts in Europe, *unpublished working paper*, University of Cambridge, Cambridge.

Borsa Italiana, 2007, Regolamento dei Mercati Organizzati e Gestiti da Borsa Italiana S.p.a.

Brounen D., Laak M. (2005), Understanding the discount: evidence from European property shares, *Journal of real estate portfolio management*, 11(3), 241-251.

Cacciamani C. (2006), I fondi immobiliari *retail* quotati: andamenti e prospettive, in Giannotti C. (a cura di) *La gestione del fondo immobiliare*, Milano: Egea.

Cacciamani C. (2006), *Real Estate, economia diritto e finanza immobiliare*, Milano: Egea.

Capozza D. R., Lee S. L. (1995), Property type, size and REIT value, *Journal of Real Estate Research*, 10, 363–380.

Capozza D. R., Seguin P. J. (1999), Focus, transparency and value: the REITs evidence, *Real Estate Economics*, 27, 587–619.

Chen N. F., Kan R., Miller M.H. (1993), Are the discount on closed-end funds a sentiment index?, *The Journal of Finance*, vol. 48, n. 2, 785-900.

Cherkes M., Sagi J., Stanton R. (2007), A liquidity-based theory of closed-end funds, *Review of Financial studies*, working paper series.

Clayton J., MacKinnon G. (2001), The time-varying nature of the link between REIT, real estate and financial asset returns, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 7, 43–54.

- De Long J., Bradford & Andrei Shleifer, Summers L.H., Waldmann R.J. (1990), Noise Trader Risk in Financial Markets, *Journal of Political Economy*, vol. 98(4), 703-38.
- Downs D. H., Guner Z. N. (2011), Commercial Real Estate, Information Production and Market Activity, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1-17. DOI: 10.1007/s11146-011-9348-6.
- Downs D., Guner N., Hartzell D., Torres M. (2001), Why do REIT prices change? The information content of Barron's "the ground floor", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 22, 63-80.
- Fama, E. F. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of the Theory and Empirical Work, *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Ferrari A., 2008, Il puzzle dei fondi immobiliari quotati italiani: evidenze della prime OPA sul segmento MTF di Borsa Italiana, *Impresa Progetto*, n. 1-2008.
- Friday H. S., Sirmans G. S. (1998), Board of director monitoring and firm value in REITs, *Journal of Real Estate Research*, 16, 411-427.
- ISTAT (2011), Rapporto Annuale. Roma: Istat.
- Lee C. M. C., Shleifer A., Thaler R. H. (1991) Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle, *Journal of Finance*, vol. 46(1), 75-109.
- Lin, C. Y., Rahamn, H., and Yung, K. (2009), Investor sentiment and REITs returns, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 39(4), 450-471.
- Merola F. (2004), I fondi immobiliari. Uno strumento tra finanza e mattone: caratteristiche dell'investimento e tipologie di prodotto, Milano: Il Sole 24 Ore libri.
- Morri G., Benedetto P. (2009), Leverage and NAV Discount: evidence from Italian real estate investment funds, *Journal of European Real Estate Research*, Vol. 2, n. 1, pp. 33-55.
- Muzzicato S., Sabbatini R., Zollino F. (2008), Prices of residential property in Italy: constructing a new indicator, *Questioni di Economia e Finanza*, working paper, Banca d'Italia.
- Pattitoni P., Petracci B., Spisni M. (2012), NAV discount in REITs: the role of expert assessors, *Applied Economics Letters*, Vol. 20(2), 194-198.
- Phillips P.C.B., Moon H. (1999), Linear regression limit theory for nonstationary panel data, *Econometrica*, 67, 1057-1111.
- Phillips P.C.B., Moon H. (2000), Nonstationary panel data analysis: An overview of some recent developments, *Econometric Reviews* 19, 263-286.
- Sa-Aadu J., Shilling J., Tiwari A. (2010), On the Portfolio Properties of Real Estate in Good Times and Bad Times, *Real Estate Economics*, 38(3), 529-565.
- Shiller R. J., (1989) Market Volatility, Cambridge MA: MIT Press.
- Shleifer A., Vishny R. W. (1990), Equilibrium Short Horizons of Investors and Firms, *American Economic Review*, vol. 80(2), 148-53.
- Simpson M. W., Ramchander, S. (2002), Is differential sentiment a cause of closed-end country fund premia? An empirical examination of the Australian case, *Applied Economics Letters*, 9, 615-619.
- Wong S.K., Yiu C.Y., Chau K.W. (2011), Liquidity and Information Asymmetry in the Real Estate Market, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1-14, DOI: 10.1007/s11146-011-9326-z.