

# A logical operating model for the assessment of the forced sale value in the judicial procedures

Francesco Tajani \*, Pierluigi Morano \*\*, Marco Locurcio \*\*\*, Paola Amoruso \*\*\*\*

*key words:* forced sale value, real estate auctions, Ellwood, Real Options Analysis, EWMA, market value

## Abstract

*With reference to real estate auctions activated in the context of judicial procedures (bankruptcy and/or executive), this work develops and tests a logical operating model for the assessment of the forced sale value. This is determined from the market value of the asset by applying an appropriate discount (or premium) coefficient based on the potential risks of the urban and market context in which the property is located. The estimated coefficient allows for determination of the auction value of the property to be sold which, due to yields obtainable and transaction risk, is admissible in terms of buyer convenience. The model proposed and tested here borrows Ellwood's logic as applied to the real estate sector, integrated through the investment risk assessment approach of Real Options Analysis. Applied in the one hundred and forty cities where the Italian*

*courts are based, the model allowed for the construction of an abacus of discount (or premium) coefficients, differentiated in terms of the cities analyzed, the various areas of each city and the intended residential or commercial use. Putting in practice the application highlighted the validity of the model, capable of contextualizing the discount (or premium) coefficient needed to determine forced sale value based on the risk factors of the market areas considered. Practical implications of the abacus include the possibility of limiting the times of auctioning procedures, as well as generating a map of the areas of greatest interest for potential investors, where the uncertainty, typical of this specific real estate sub-market, is overcome by the knowledge of the limit values of investment convenience for the area under analysis.*

## 1. INTRODUCTION

In recent years, albeit partially reduced due to the subprime crisis and the Covid-19 pandemic, the volume of real estate investments in Italy has maintained a consistent level, confirming the leading role of the sector in the national economy. In the context of the various real estate sub-markets, judicial auctions, or auctions related to insolvency and/or executive procedures in which non-

performing loans have activated the foreclosure and sale of real estate collateral are characteristically of special interest to potential buyers – private citizens, institutional investors, property developers, and so on –, attracted as they are by the possibility of buying properties at a lower price than the corresponding market value (PwC, 2020). The extraordinary conditions (Italian Banking Association, 2018) characterizing the judicial auction market – timing of the procedure and consequent

physical, functional and economic obsolescence of the asset between the valuation date and the sale date; absence of warranty for hidden defects; lack of marketing activities in which the parties (seller and buyer) can act with equal ability, prudence and free of constraint; recurrent difficulty in arranging a visit to the property with the curator/judicial custodian before the deadline set for the auction bid; uncertainty about the possibility of obtaining a bank loan for purchase in the event of a sale, entailing the need to have personal liquidity for the purchase – generally contribute to the formation of a hammer price which not infrequently is significantly lower than the market value estimated by the administrative technician. Not surprisingly, RICS (2017) introduces a specific value for this particular market segment, the forced sale value, specifying that it does not constitute an independent basis of value (an autonomous “economic aspect”, to recall the term used in the classical Italian tradition of Appraisal), but rather a market value formed in some situations, to be specified in the premise of the valuation report and dealt with through appropriate special assumptions.

The uncertainty related to the discrepancy between market value, often estimated by the administrative technician several years before, and final hammer price, is a delicate issue, affecting as it does the overall timing and efficiency of the auction procedures. Indeed, there is a need *i)* for the judiciary to simplify and accelerate the timing of the sale of assets under guarantee, thereby minimizing the number of auctions for the same property, *ii)* for creditors to recover sums due as soon as possible, thereby avoiding excessive reductions in market value, which would result in the impossibility of repaying the entire credit amounts via the distribution of the proceeds, and *iii)* for potential buyers to know a “reference value” in the auction market, so as to offset the specific risks associated with conditions other than those characterizing an ordinary sale, as this latter circumstance would lead to the alienation of the ordinary investor, determining the opportunistic behavior of small groups of operators with speculative intentions (Fontana and Vigorito, 2007). The relevance of the quality of professional operators in the auction segment is also a recurring aspect in foreign contexts (Donner, 2017).

In order to reduce procedural time and encourage auctioning at prices that tend to coincide with the market value, Italian legislation promoted several relevant initiatives between 2005 and 2018 (Marcucci et al., 2015). To ensure greater visibility and information transparency, an online platform has been introduced into which the legal advertising of all real estate auctions banned in Italy ([www.astegiudiziarie.it](http://www.astegiudiziarie.it)) converges. Decree no. 83/2015, converted with amendments into Law no. 132/2015, containing “Urgent measures in bankruptcy, civil procedural matters and the organization and functioning of the judicial administration”, amended art. 568 c.p.c., highlighting the peremptory nature of a distinction,

already in the expert report of the technical consultant, between the market value of the property and the value for the purposes of expropriation (forced sale value), to be set as a price based on auction. Decree no. 85/2015 also: *i)* extended the deadline for the balance-price of the property sold at auction from sixty to one hundred and twenty days, with the aim of increasing the time span necessary for the potential obtaining of a bank loan, *ii)* set at 25 % the maximum reduction of offers compared to the price established in the sales order (“minimum” offer, art. 13, co. 1, lett. r of Law no. 132/2015). This condition, if on the one hand it aims to broaden the audience of potential buyers, on the other hand causes a depreciation of the property offered for sale, detached as it is from its quality and from the evaluation of the real market risks in which it is placed. In this regard, an interesting novelty is represented by the creation by banks and operators in the non-performing loans (NPLs) sector of real estate companies referred to as a Real Estate Owned Company (ReoCo), aimed at anticipating the possible formation of significant discounts on the estimated value (Scardovi and Bezzecchi, 2019). One of the main initiatives in this sense was promoted by the Intesa Sanpaolo Group: the ReoCo of Intesa Sanpaolo is a company dedicated to the enhancement of real estate assets that come from the guarantees of the same bank, with the right to participate in auctions and purchase the asset if the price is considered “reasonable”. The participation of the ReoCo, represented by competent subjects in the sector, could stimulate the interest of new investors, thus avoiding the excessive impoverishment of the value of the properties at auction.

A further strategy to avoid the significant depreciation of the properties as collateral is real estate securitization, consisting of a typical form of financing used for the purchase of portfolios of NPLs. This method provides for the establishment of a Special Purpose Vehicle (SPV), which finances the purchase of assets through the funds raised with the issue of securities called asset backed securities (ABS). The guarantee for the reimbursement of the securities involves the cash flow generated by the sale of the properties: for this purpose, the assets subject to disposal constitute a segregated asset in relation to the remaining real estate assets of the company, as well as to any other securitization transactions of that company. With a view to encouraging the diffusion of these alternative solutions, the changes introduced by Decree no. 50/2017 to Law no. 130/1999 -Securitization Law – and subsequent amendments pursuant to Legislative Decree no. 34/2019 – “Growth” Decree – provided for the possibility of involving the ReoCos in real estate securitization transactions, such as joint stock companies having as their exclusive corporate purpose the acquisition, management and enhancement (e.g. restructuring, urban conversion, development and renegotiation of lease contracts) of real estate pledged to guarantee the securitized loans. In this sense, the ReoCo is configured as a support vehicle for the SPV transferee

of the loans subject to securitization, generally owned by the SPV itself, and with an instrumental function for the enhancement and sale of the assets aimed at pursuing maximum results.

Despite these important interventions, statistical surveys show that auctions in Italy continue to be poorly attended and repeated several times, with the consequent significant reduction in the auction price. During 2019, real estate assets at auction suffered a devaluation of about € 3.4 billion against a total value of € 18 billion. In the same year, 160,594 lots went up for auction, including properties of different types and intended uses. There were 254,649 auctions held in Italy in 2019, many of which were not attended at all, with an average duration of 4.6 years: it follows that on average each lot was auctioned 1.58 times, with an average devaluation of properties – calculated as the difference between the estimated value and the price under hammer – of about 29% (Reviva, 2019). In 2019, 59% of the lots went to auction once, symptomatic of a generalized procedural slowness. In fact, the procedure states that in the event of an unattended auction, the asset is put up for auction again not earlier than six months, with a further reduced price compared to the initial estimated value.

Analysis of the first half of 2020, strongly influenced as it was by the occurrence of the Covid-19 pandemic, shows that, given a significant reduction in the offer – in the first half of 2020, 49,871 auctions were carried out, compared to 130,980 in the same period of 2019, with an overall decrease of 62% -, requests for auction announcements are on average increasing when compared to 2019. As for the difference between appraisal value and hammer price, an average discount of 57% is in evidence compared to estimated market values: regions such as Veneto and Trentino-Alto Adige record discount values of over 60%; metropolitan cities such as Milan and Bologna are characterized by average discount values of 66% and 59% respectively; Turin, Naples and Genoa stood at values equal to the national average of 57%; while Bari and Palermo have discount values of 46% and 20% respectively, both significantly lower than the national average (Immobiliare.it, 2020).

## 2. AIM

This study is positioned within the context of the outlined overview. The purpose of the analysis is the definition and experimentation of a logical operating model that leads to assess the forced sale value by applying an adequate discount coefficient (or premium) on the market value of the asset, in accordance with the risks of the urban and market context in which the property is found. Applied to the one hundred and forty cities where the Italian courts preside, the model aims to produce an abacus of the reduced (or revaluation) coefficients, differentiated according to the cities analyzed, the different areas of each city and the intended uses,

whether “residential” or “commercial” (shops, workshops, stores, warehouses), all of which are functions relating to properties that most frequently go up for auction. With reference to auction procedures, the abacus will allow for the setting of the auction price of the property being sold, which is admissible considering yields obtainable and the risks of the transaction, in terms of convenience for the general buyer. The basic assumption here is that the price at which the property will actually be auctioned off depends *i)* on the sales times that characterize the procedure, *ii)* on the risk inherent in the auction market. As mentioned, both aspects – sale time and risk – differ from the variants that characterize sales on the free market.

The proposed model is based on Ellwood’s logic applied to the real estate sector, integrated with the investment risk assessment approach of the Real Options Analysis (ROA). The application is conducted on the three bands (central, semi-central and peripheral) identified by the Real Estate Market Observatory (OMI) of the Revenue Agency for the one hundred and forty Italian cities for which the time interval between the delivery of the report was detected and the auctioning off of the property. The objective is to test the model’s ability to contextualize the discount (or premium) coefficient for determining the forced sale value based on the risk factors of the market areas considered and for residential and commercial intended uses.

The methodology for the construction of the abacus of the discount coefficients may be used *i)* by the judicial authorities when initiating auction procedures to rationally reduce the market value assessed by the technical office, rather than using a flat rate percentage – generally 15% ([www.astegiudiziarie.it](http://www.astegiudiziarie.it)) – for the first auction, detached from the real conditions and risks of the reference market, and to monitor the offers during the auction procedures, so as not to arrive at a price which is too far removed from the value obtained with the methodology proposed in this study; *ii)* by participants in the auctions, in order to strategically weigh the offers and have a reference on the convenience threshold of the hammer price based on the profitability and risks of the reference market; *iii)* by the court consultants, where an indication of the forced sale value is also requested by the judge.

It should be noted that the abacus of the coefficients obtained through implementation of the model outlined and tested in this study leads to “average” values for the urban area considered, since – as it will be explained below – these coefficients are also determined with reference to “context” risk (Cacciamani, 2003). Further investigations may include intrinsic characteristics of the real estate unit (surface, level of plan, maintenance status, rental situation, etc.) deemed to have an influence on the “specific” risk, so as to arrive at the coefficient most closely in line with the case in question.

The study is structured as follows. Paragraph 3 presents a

review of international literature on the assessment of the forced sale value. Paragraph 4 describes the proposed model: the Ellwood balance sheet equation for a real estate investment is referred to, and the hypotheses that simplify the mathematical structure for the present case are stated; explanation is made of the volatility estimate for determining the exit time (i.e. the moment in which it is advisable to dispose of the real estate investment); the algorithm of the developed model is illustrated. In paragraph 5, the model is applied to the Italian context for each area of the one hundred and forty cities under consideration and for residential and commercial intended uses, the discount (or premium) coefficient to be applied to the market value of the property is assessed, for determining the admissible forced sale value for the investor. The results obtained are discussed, with empirical value, potentials and practical implications of the model highlighted. Finally, the conclusions of the work are drawn, suggesting possible developments in research.

### 3. BACKGROUND

One of the major topics dealt with in literature focus on the study of the intrinsic characteristics of the assets and the aspects of the judicial procedure that most influence the differential between market and forced sale values. According to International Valuation Standards, “forced sale” constitutes a particular circumstance in which the owner is obliged to sell, and the absence of an adequate marketing period ends up affecting the final sale price. The difficulty of realistically assessing the amount obtainable in a forced sale follows accordingly, where the nature of the constraints for the seller, the underlying reasons and the level of market opacity are unknown (RICS, 2017). Furthermore, in the context of forced sale, the auction price influences the decisions of both possible buyers and probable offers (Horowitz, 1992). The divergence between base and hammer prices is therefore an indicator of procedural efficiency, evaluated in terms of attainment of the maximum expected value.

Mechanisms for establishing the hammer price vary substantially in relation to the referenced institutional context (Pennington-Cross, 2006). Contributions in literature consistently focus on the real estate auction market in the various countries, with relevant elements affecting the difference between estimated value and final sale price examined. As amply demonstrated in literature, local regulatory indications influence the final sale price (Donner, 2017). In comparing the segments of real estate auctions in different countries, Susilawati and Lin (2006) highlight how results may differ in terms of discount or premium, depending on the reference context: compared to the sample analyzed, only Australian and Irish markets show a premium on the hammer price, while the USA, Taiwan and Singapore are almost always characterized by “discounted” values.

Lusht (1996) studied the specifics of the Australian trading market, in which the auction system has no residual character, but is widespread like free trading, so much so as to generally determine a “premium” compared to the appraisal value. Through a regression analysis developed considering, as a dependent variable, the final hammer price of the property and, as independent variables, a number of intrinsic (surface area, age, number of services, state of conservation, construction characteristics, date of sale) and extrinsic parameters (location and reference market), the Author emphasized that the creation of a value premium in the final hammer price was due to the fact that more than half of the overall sales on the national level were attributable to the auction sector.

Dotzour et al. (1998) investigated the difference between the Australian and the US market in terms of premium/discount on the final sale price: the main cause of the discount was identified in the perception of the auction market as a flawed and opaque system, sometimes exclusive competence of specific professional operators.

In line with the work of Dotzour et al. (1998) and with reference to the US context, Mayer (2003), Marcus (2001) and Quan (2002) investigated the differences between the forced sales and free market segments. In analyzing a sample of properties put up for auction in Fort Lauderdale (Florida, USA), Allen and Swisher (2000) found the constant presence of a discount on the final price and recognized the quality of the properties present in the auctions as a potential discriminating factor. Ong (2006) highlighted the negative effects of the time spent at the auction, in particular of the time lapse between two successive auctions. The Author noted the influence of the type of asset on the time of sale and the particular negative effects generated in this sense by atypical properties.

Campbell et al. (2011) analyzed a sample of approximately 1,800 properties sold at auction in Massachusetts (USA) over the previous twenty years, finding an average discount of 28% compared to the free market value of the assets falling in the same area and the strong influence exerted by state maintenance of the product. The study also highlighted the negative effect of auctions on the market values of properties adjacent to those subject to expropriation procedures, with an average reduction in value of about 1% within 0.05 miles. The same phenomenon was found in the Italian market in Northern Italy (Canesi et al., 2017). Wong’s study (2017) found that factors such as proximity to the city center, frequency of previous auctions that were not attended and the number of potential online buyers (in the case of online auctions), have a correlation with the sale price and the probabilities of alienation. Clauretie and Daneshvary (2009) underline that maintenance status and time to market influence the final hammer price. Several models in literature have studied the effect on the price of the

physical characteristics of properties (Forgey et al., 1994; Hardin and Wolverson, 1996; Carroll et al., 1997). However, more recent studies have shown that the physical characteristics of the asset lose importance when compared to the influence of the reference regulatory context (Donner, 2017). A recently studied factor is the number of auction participants: Hungria-Gunnelin (2013) has shown in particular that the increase in potential buyers has a positive effect on the final hammer price. In this context, Knight et al. (1994) recorded that a lower auction price can lead to an increase in the number of potential participants, albeit with a lower bid from each operator.

In Italy, the panorama of real estate auctions is characterized by a constant downward trend in the final price compared to the value estimated in the appraisal. Only in exceptional cases are final allotment prices higher than free market values. The Italian real estate auction sector is similar to the American sector in terms of discount on final hammer price. Numerous studies present analyzes of local segments, and represent market conditions in specific urban contexts. Canesi et al. (2016) examined the discount between estimated and forced sale values, as based on a sample of properties sold at auction in Northern Italy, and provided an empirical interpretation of the discount found. In a subsequent research, the same Authors (2017) conducted a further and more in-depth analysis, with a focus on enforcement procedures in North-East Italy, in particular in the Veneto Region, concluding that the discount of the hammer price compared to that of the estimate takes on a systemic nature. Specifically, in order to analyze the correlation between the forced sale value and the urban and social context of the assets, factors considered as significantly intervening in the context of foreclosures included: socio-economic aspects regarding market trends, real estate and demographic factors (location, profitability in terms of employment, number of normalized transactions, population, real estate market intensity index); intrinsic factors (state of upkeep, technological characteristics, overall area); and aspects relating to the auction market (days spent at the auction, number of auctions, discount, premium and valuation date).

In a recent study on judicial auctions in Southern Italy, Amoruso et al. (2020) have shown that the timing of the procedures is the main cause of the discount on the hammer price compared to the estimated value. In its reports, the Bank of Italy presented a detailed examination of the long duration of the judicial credit recovery procedures in Italy, underlining the limited efficiency of these mechanisms, both in terms of time extension and in terms of recovered values (Giacomelli et al., 2018).

Referring to the investigated scientific framework, the original contribution of the present work is the attempt to rationalize and contextualize the assessment of the

difference between the market value and the forced sale value, based on specific conditions of the local market.

#### 4. MODEL

Without undermining the logical assumptions that define the forced sale value starting from the market value, borrowing the principles of financial mathematics allows to determine the former ( $V_{vf}$ ) by means of an appropriate "discount" on the latter ( $V$ ), taking into account that the forced sale value will be set after a time  $n$  ( $> 0$ ), equal to the interval between the completion of the appraisal and the definitive auctioning off of the property. In particular, the estimated discount coefficient ( $r$ ) will constitute a proxy of the risk inherent in the forced sale mechanism.

In mathematical terms, given that the assessment of the market value is performed at time " $t$ " while the actual sale will take place at time " $t + n$ ", it may be stated that:

$$V_{vf} = \frac{V}{(1 + r)^n} \quad (1)$$

In the remaining part of this study, it will be pointed out that parameter  $r$  represents the true unknown of the model, by which the discount coefficient  $1/(1 + r)^n$  for the assessment of the forced sale value is determined.

The logical operating of the proposed model respects the principle of the permanence of conditions, borrowed from economic theory (Cozzi and Zamagni, 1992) and prodrome of the postulate on the "prediction" of the classical estimative doctrine (Di Cocco, 1960; Famularo, 1963; Forte and De Rossi, 1974). According to this principle, all assessments (e.g.  $V_{vf}$ ) are based on the information ordinarily available on the market at the time of evaluation (market value, average duration of the procedure, inherent risk of the forced sale) and in the corresponding changes reasonably expected by the buyers and sellers (Tajani et al., 2015).

##### 4.1 Ellwood's balance sheet

In order to determine the discount rate  $r$ , the proposed model uses the Ellwood financial balance (Ellwood, 1970; Born and Pyhrr, 1994; Colwell, 2002), simplifying its implementation by introducing suitable hypotheses. In specific terms, the proposed model makes use of a number of logical principles underlying the methodology developed by Manganeli et al. (2009) to assess the capitalization rate in the income approach, adapting the algorithm to the case in question, relating to the determination of the discount (or premium) coefficient for the assessment of the forced sale value.

According to the Ellwood model, in terms of pure investment, a necessary condition for the purchase of a property to be convenient is that the expected revenues during the period of ownership of the property are at least equal to the costs incurred for the purchase (Del

Giudice et al., 2014). In the Ellwood model, revenues are represented by the net income that can be received by an ordinary investor during the period of ownership of the property and the residual value (terminal value or exit value) of the initiative, consisting of the purchase price of the property to which adding or subtracting the percentage of revaluation or devaluation (capital gain) accrued at the time of sale (Cannaday and Colwell, 1986). The residual value is obviously recovered when the investment is disposed of. The costs, in turn, are given by the items of expenditure necessary for the start of the investment. This includes the purchase price of the property, mediation costs and expenses related to the transfer of ownership (taxes and notary fees). Furthermore, since in most cases, those who buy a property do not have the full amount or, even if they do, may decide not to invest it but rather to resort to external financing (bank loan), the amount for the purchase must be calculated as a sum of the share of personal (self-financing) and debt capital, which is included in the liability items of the financial balance sheet in the form of loan repayment installments (Sayce, 1995).

In order to determine the discount rate.  $r$  in Eq. (1) – and therefore of the discounting coefficient for the assessment of the forced sale value, a number of assumptions in Ellwood’s financial statements are introduced below. These assumptions simplify its application, without affecting its validity, while still allowing the equation to be adapted to the peculiarities of the assessment of the forced sale value.

The first hypothesis provides that the purchase of the property takes place entirely with personal capital. This hypothesis allows the elimination of three variables from the solution equation of the financial analysis of the Ellwood model: the rate of heterofinanced capital, the interest rate for loan recovery and the duration of the amortization period. The admissibility of the simplification derives from the low impact that the three variables have on the final result, especially when it is not a question of determining the yield of a real estate investment, but rather of defining a discount rate.

The second hypothesis considers the invariability of income, in other words the indexation of the rents, typical of the lease, is not carried out. Indeed, given the current inflation trend, indexation does not significantly affect the result. Furthermore, vacancy period and step rent are not considered, meaning that from the moment the property is acquired (year  $n$ ) it is imagined that it will be leased at an appropriate market rent. It also assumes the absence in Ellwood’s financial statements of any costs for the improvement of the property (so-called CAPEX abbreviation of CAPital EXpenditure).

The third hypothesis concerns the simplification of the parameter which represents return on investment. In the classic formulation of the Ellwood model, reference is made to net income, obtained as the difference between the market rent and the expenses of the owner, i.e. the

expenses that are borne by the property (taxes, property management, extraordinary maintenance, expenses agency, etc.). In the model to be developed, profitability is determined by considering the gross rent. This assumption makes it possible to avoid including in the model the uncertainty connected to the weight of the costs to be borne by the property, which vary with the characteristics of the ordinary lessor and the customs of the different market areas, and to directly borrow in the calculations the rental values recorded by the Revenue Agency for the analyzed areas and intended uses.

The fourth hypothesis requires that the period of possession of the property is greater than the duration of the judicial procedure ( $m > n$ ). Otherwise, the investor would have no advantage in buying the property.

Based on the assumptions set out, Ellwood’s financial statements for a real estate investment from an auction sale can be written according to Eq. (2), which, at the first term, shows revenues deriving from the investment consisting i) of the financial sum of the constant and deferred annual market rents ( $Ca$ ), accrued between the year of the sale ( $n$ ) and the exit time ( $m$ ), which is the moment in which it is “convenient” to dispose of the investment, and discounted at the time of the valuation (year zero), and ii) by the hammer price ( $V_{vf}$ ) revalued / devalued with the coefficient  $rv$  for the  $m - n$  years of possession. The discounting of the items at the first term is carried out using an appropriate rate ( $r'$ ). The second term is given by the initial investment costs ( $K$ ), consisting of the hammer price of the property, the costs associated with the transfer of ownership and due diligence.

$$\frac{Ca}{(1+r')^n} \cdot \left[ \frac{(1+r')^{m-n} - 1}{r' \cdot (1+r')^{m-n}} \right] + V_{vf} \cdot \frac{(1+rv)^{m-n}}{(1+r')^{m-n}} = K \quad (2)$$

By recalling Eq. (1), assuming that the costs for the purchase of the property amount to 10% of the hammer price and transferring the costs to the first term, it is possible to obtain Eq. (3):

$$\frac{Ca}{(1+r')^n} \left[ \frac{(1+r')^{m-n} - 1}{r' \cdot (1+r')^{m-n}} \right] + \frac{V}{(1+r)^n} \frac{(1+rv)^{m-n}}{(1+r')^{m-n}} - 1.10 \frac{V}{(1+r)^n} = 0 \quad (3)$$

Note that the discount rate  $r'$  and the discount rate  $r$  (unknown of the model), although potentially coinciding in value, constitute different parameters in terms of risk. The first is related to factors (Cacciamani, 2003) referring to the yield of a real estate investment in the period of “full and free” availability – context risk (rank of the city, suitability of the location for the intended use, trend of the real estate market, etc.), property risk (dimensional cut, building and maintenance type/quality of the property, fungibility, etc.), and tenant risk (number of current/potential tenants, vacancy, solvency, etc.). The discount rate  $r$ , on the other hand, is strictly connected to risk factors pertaining to the specific condition of the auction, in which the probable time distance ( $n$ ) between

the moment of valuation and that of the actual auctioning off of the property imposes analysis of the benefits generated by the possible evolutions of the reference market and therefore of the tolerable discount for the financial sustainability of the transaction.

As will be seen in the application of the model, in Eq. (3) the market rent ( $Ca$ ), the market value ( $V$ ), the discount rate ( $r'$ ), the revaluation/devaluation rate ( $rv$ ) and the auction allotment year ( $n$ ) are exogenous variables.

A fifth hypothesis is then introduced relating to the moment in which it is advisable to dispose of the investment: the exit time ( $m$ ) is assumed as an endogenous variable of the model and it is estimated through the construction and resolution of a function for maximizing the profits generated by the investment under analysis.

#### 4.2 The exit time

For the estimation of the parameter  $m$ , essential for the implementation of the Eq model. (3), we use the investment risk analysis of the first phase of the Real Options Analysis (ROA).

ROA is an investment evaluation technique used to manage the uncertainty related to possible scenario evolutions (Miller and Waller, 2003). Compared to the "canonical" approach, of a static type, which considers the discounting of the foreseeable cash flows of the investment for the most likely future scenario, ROA, when it is possible to transform uncertainty into risk, allows to carry out the analysis for different design solutions, called options (Bulan et al., 2009; Morano et al. 2014).

Among the many analytical formulations of the ROA (Leung and Hui, 2002), the binomial model (Cox et al., 1979) is utilized in this study, which considers the evolution of the initial investment value through probabilistic states of a multiplicative type, defined by the coefficients  $u$  ("up") and  $d$  ("down") which represent, respectively, the evolution of the initial state towards a favorable scenario or towards an unfavorable scenario. The measurement of the coefficients  $u > 1$  and  $d < 1$  is the result of the investment risk analysis, statistically calculated using a dispersion index, which identifies the volatility ( $\sigma$ ) inherent in the investment itself (Dixit, 1992). Having estimated the risk, the definition of the possible states of evolution takes place with the mathematical expressions:

$$\begin{cases} u = e^{\sigma\sqrt{dt}} \\ d = e^{-\sigma\sqrt{dt}} \end{cases} \quad (4)$$

where  $e$  is the Nepero number,  $\sigma$  the volatility of the investment and  $dt$  l'intervallo temporale considerato tra le successive evoluzioni di scenario.

With the use of  $u$  and  $d$  coefficients, the initial investment

value assumes a typical tree structure (called the scenario tree), derived from the reticular analysis.

In the model developed, the volatility ( $\sigma$ ) estimate is performed by considering the change in the revaluation/devaluation rates of the half-yearly prices published by the Revenue Agency for the OMI band, the city and the intended use taken into consideration (Tajani and Morano, 2018). The revaluation/devaluation rates are determined as:

$$R_t = \ln \frac{V_t}{V_{t-1}} \quad (5)$$

where  $R_t$  is the revaluation/devaluation rate of the market values recorded, referring to period  $t$ , while  $V_t$  (resp.  $V_{t-1}$ ) is the market value relating to period  $t$  (resp.  $t-1$ ).

Volatility is then determined by using the exponentially-weighted moving average (EWMA) method (Lowry et al., 1992; Lucas and Saccucci, 1990; Winters, 1960; Tajani et al., 2019), which, in the classic standard deviation formula – dispersion indicator that expresses the riskiness of the investment –, allows for greater weight to be attributed to the information closest to the time of valuation. Accordingly, volatility is calculated by using Eq. (6).

$$\sigma_i = \sqrt{(1 - \lambda) \cdot \sum_{t=1}^T \lambda^{t-1} \cdot (R_t - \bar{R})^2} \quad (6)$$

where  $\sigma_i$  is the volatility of the time series of periodic revaluation/devaluation rates,  $\lambda$  the decay factor, generally set equal to 0.94 (Best, 2000),  $\bar{R}$  (Best, 2000), the average value of the historical series of periodic revaluation/devaluation rates and  $T$  the time span of the time series of periodic revaluation / devaluation rates.

Compared to the classic formula of standard deviation, the EWMA method, on the one hand, allows to overcome problems of leptocurtosis (fat-tailness), which frequently characterize the distribution of investment returns; on the other hand, it avoids the greater complexity of econometric models with conditional heteroskedasticity (GARCH), which, although they have greater statistical accuracy than the EWMA method (the decay factor is determined endogenously by the model, i.e., it is not fixed a priori as in the EWMA method), they require more data for implementation. It should be emphasized, however, that the empirical evidence does not show a better predictive capacity of GARCH models than the EWMA method (Resti and Sironi, 2008).

Therefore, once volatility has been determined by applying the EWMA method, using the formulas of Eq. (4), allows for the construction of the scenario tree based on the binomial approach, considering as the evolutionary variable the change in the present value of the cash flows of the investment ( $Z$ ), as equal to the sum of the discounted rents received in the period of ownership of the property ( $m - n$ ) and any real estate



revaluation/devaluation expected from the investment. Since  $r$  is the unknown of the problem, it is hypothesized, for the sole purpose of constructing the evolutionary trend of the value  $Z$ , that discount rate  $r$  coincides with discount rate  $r'$ . This condition allows us to obtain Eq. (7).

$$Z = Ca \cdot \left[ \frac{(1+r')^{m-n} - 1}{r' \cdot (1+r')^m} \right] + V \cdot \frac{(1+rv)^{m-n} - 1}{(1+r')^m} \quad (7)$$

If it is assumed that, with the exception of the exit time ( $m$ ), all the parameters in Eq. (7) are noted – it was stated previously that they constitute exogenous variables – it may be demonstrated that, since the sale will be carried out in the year in which this option will be economically more convenient, there is a unique relationship between volatility of investment ( $\sigma$ ) and exit time ( $m$ ). Evidence of this is obtained by calculating, in the various scenario tree branches, the present value of the cash flows in the first year, then the second, then the third and so on, and assuming that the option to sell the property takes place in the most pessimistic scenario ( $d_i \cdot Z$ ), i.e. by following the branch of the scenario tree that identifies the worst evolution of the real estate investment. The calculation shows that, for a certain volatility value, the value  $d_i \cdot Z$  of the investment – obtained in the most pessimistic scenario, making  $i$  vary progressively in an increasing manner – results in a trend that uniquely defines a maximum value: that particular year will represent the moment ( $i = m$ ) in which it is worth selling the property. Beyond year  $m$ , the value  $d^i \cdot Z$  of the investment will once again decrease. Moreover, by analyzing the evolutionary path described by the branch of the scenario tree immediately above that which is seen as the most pessimistic ( $u \cdot d^{i-1} \cdot Z$ ), no change would be observed in the year in which exercising the option to sell the property would allow for maximum profit. Similarly, if on the branches of the tree the paths that describe the increasingly favorable evolutions of the scenario are examined ( $u^2 \cdot d^{i-2} \cdot Z, u^3 \cdot d^{i-3} \cdot Z, u^4 \cdot d^{i-4} \cdot Z, \dots$ ), the most convenient year for disposal of the investment always appears to be the same year  $m$ . Year  $m$  therefore represents the time when, regardless of the greater or lesser degree of favorability of the scenario, it is most worth selling the property (Manganelli et al., 2014). Figure 1 shows, by way of example, a possible evolution of the scenario tree for the present value of cash flows  $Z$ , assuming that the ideal exit time for the investor occurs in the third year.

Due to the above and having set economic convenience as the only criterion for defining the year of disposal of the investment, sale may not be treated as a real option. In fact, an option can be defined as the decision maker's faculty to exercise a choice in certain evolutionary conditions, a choice to which the ROA is able to attribute a value. However, in the analysis carried out, sale at year  $m$  has no more convenient alternatives in any scenario or branch of the tree, since with the assumptions made it

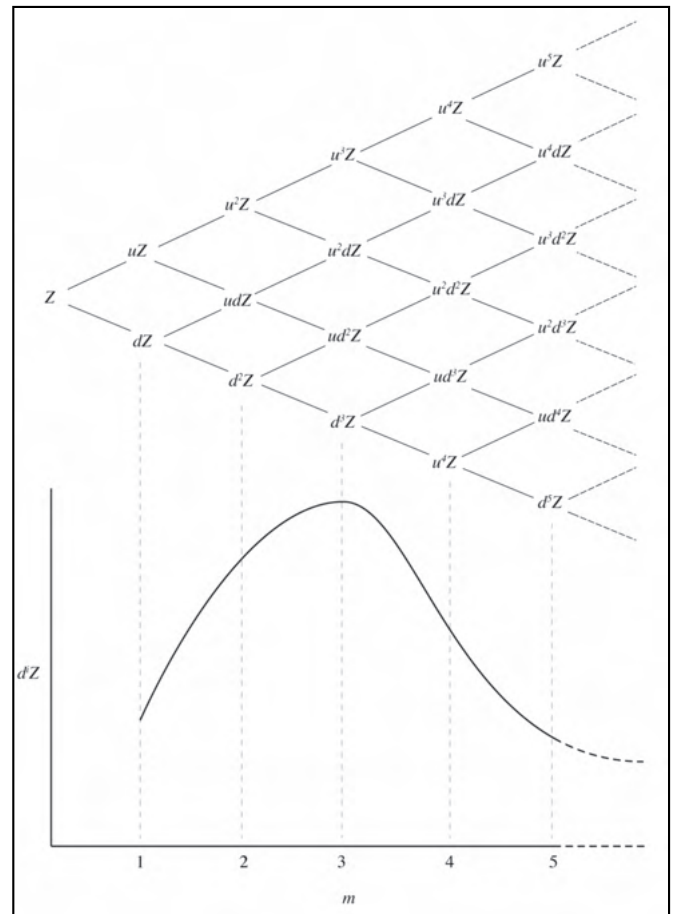


Figure 1 - Hypothesis of the evolution of the tree of scenarios with  $m=3$ .

becomes mandatory for the normal investor to sell in that year.

Therefore, the proposed model predicts that the ideal exit time for the investor ( $m$ ) is estimated by means of a function of maximizing the evolution of the present value of the cash flows of the investment, taking into account the most pessimistic situation. By indicating with  $i$  the  $i$ -th year of evolution of the value of cash flows ( $i > n$ ) it is possible to write Eq. (8).

$$m = \max(d^i \cdot Z) \quad (8)$$

Furthermore, as volatility increases, so too does the ideal exit time for the investor decrease: as risk increases, it is worthwhile to hold the investment for a shorter number of years.

Figure 2 shows the variation of the value  $d^i \cdot Z$  for different volatility values, assigning the parameters of Eq. (7) with reference to an exemplary case. By means of the algorithm of Eq. (8) which expresses the function of maximizing profits achievable from the investment considered, the maximum of function  $d^i \cdot Z$  is identified,

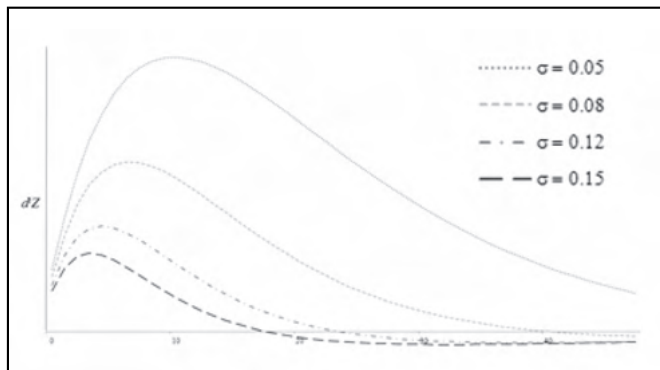


**Table 1 - Equations of the model**

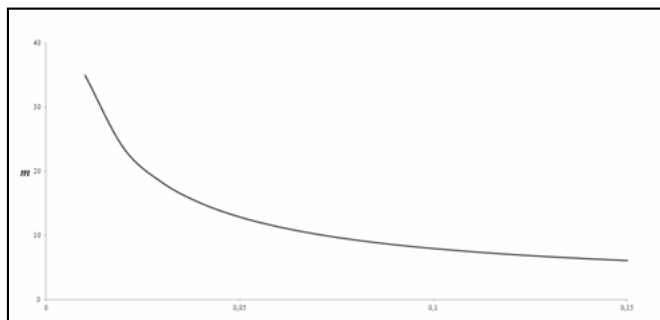
(I)	$r = \sqrt[n]{V \cdot \left[ 1.10 - \frac{(1+rv)^{m-n}}{(1+r)^{m-n}} \right] \cdot \frac{r' \cdot (1+r)^m}{Ca \cdot [(1+r)^{m-n} - 1]} - 1}$	discount/premium rate (variable model)
(II)	$\sigma_i = \sqrt{(1-\lambda) \cdot \sum_{t=1}^T \lambda^{t-1} \cdot (R_t - \bar{R})^2}$	volatility of the historical series of revaluation/devaluation rates ( $R_t = \ln(V_t/V_{t-1})$ )
(III)	$Z = Ca \cdot \left[ \frac{(1+r)^{m-n} - 1}{r' \cdot (1+r)^m} \right] + V \cdot \frac{(1+rv)^{m-n} - 1}{(1+r)^m}$	present value of cash flows (rents + capital gains) of investment
(IV)	$d = e^{-\sigma \cdot \sqrt{dt}}$	pessimistic evolution coefficient of investment value
(V)	$m = \max(d^i \cdot Z) \quad \text{con } i > n$	ideal investor exit time
(VI)	$\Delta = \frac{1}{(1+r)^n}$	discount (or premium) coefficient for the determination of forced sale value

along with the corresponding year  $m$  of convenient disposal of the property.

Constructed with the same data as in Figure 2, Figure 3 shows that the relationship between  $\sigma$  and  $m$  is consistent with expectations that, as  $\sigma$  increases, and along with it, the risk level of the investment, there is a reduction in the ideal exit time of the property.



**Figure 2 - Evolution of the Z value for different volatility values ( $\sigma$ ).**



**Figure 3 - Evolution of exit time ( $m$ ) for different volatility values ( $\sigma$ ).**

### 4.3 Algorithm of the model

Table 1 shows the equations of the proposed model for estimating the discount/premium coefficient ( $\Delta$ ), specifying the calculation procedure of functional relationships – from (I) to (VI) –, whereas Table 2 summarizes the exogenous variables necessary for its implementation.

## 5. APPLICATION OF THE MODEL

The validity of the proposed model is tested below by applying it to the Italian context. The output is the construction of an abacus of the discount coefficients  $\Delta = 1/(1+r)^n$  for the estimate of the forced sale value starting from market value.

In particular, the application considers real sale times ( $n$ ) – from the delivery of the appraisal by the technical consultant to the sale of the asset in the auction phase – as recorded for the one hundred and forty Italian courts (TSEI Association, 2018) and updated to 2019.

Once  $n$  for each court is known, data necessary for the implementation of the model was obtained from OMI prices published by the Revenue Agency, with reference to residential and commercial intended uses and to the “central” (OMI “B” band), “semi central” (OMI band “C”) and “peripheral” (OMI band “D”) areas. Analysis was

**Table 2 - Exogenous variables of the model**

$n$	duration (in years) of the administrative procedure - from expert's estimate to sale
$Ca$	annual market rent
$V$	market value
$r'$	annual discount rate
$rv$	annual revaluation/devaluation rate

conducted for the one hundred and forty cities where the courts are based.

Annual market rent ( $Ca$ ) and market value ( $V$ ) are relative to the average OMI prices of the second half of 2019 for the city, the band and the intended use under consideration.

The discount rate ( $r'$ ) is set as equal to the average OMI capitalization rate calculated for the second half of 2019, or the ratio between average annual market rent ( $Ca$ ) and average market value ( $V$ ) deductible from the relative OMI forks. The  $rv$  revaluation rate is set as equal to the average of the historical series of revaluation/devaluation rates of the purchase and sale prices processed by the OMI in the last three years under analysis (period I semester 2017 – II semester 2019).

The reference period ( $T$ ) for assessing the volatility ( $\sigma$ ) of the historical series of the changes in the revaluation/devaluation rates of real estate prices is the first half of 2005 – second half of 2019, i.e. the time period for which the economic data necessary for the application of the proposed model was made available on the website of the Italian Revenue Agency.

Results obtained from the application of the developed model lead to interesting considerations.

Overall, the discount coefficient varies from a minimum of 2% (city of Nola, peripheral OMI band, residential intended use) to a maximum of 93% (city of Gela, semi-central OMI band, commercial intended use), while the premium coefficient, found in eight cases of the sample analyzed, ranges from a minimum of 3% (city of Novara, semi-central OMI band, residential intended use) to a maximum of 47% (city of Nuoro, central OMI band, commercial intended use).

At the regional level (see Fig. 4), an average discount

coefficient of 36%, a maximum value of 46% (Sicily) and a minimum of 23% (Trentino Alto Adige and Valle d'Aosta) has been obtained; for commercial intended use, the model returned an average discount coefficient of 40%, a maximum value of 51% (Marche) and a minimum value of 23% (Trentino Alto Adige). There is thus a slightly higher reduction in market value due to the formation of the hammer price for commercial intended use, probably the result of greater attention paid to the residential segment in this economic phase. It should also be noted that the average discount coefficient estimated by the model for the entire sample under analysis, equal to 39%, fully confirms the value recorded by market players at a national level for 2019, which was equal to 41% (Astasy, 2019).

Tables 3 and 4 show the average discount coefficients determined by the model by geographical macro-area (North-East, North-West, Center, South and Islands), OMI band (central, semi-central and peripheral) within the city and intended use (residential and commercial): in Northern Italy the model indicates a discount coefficient below the national average, as opposed to what occurs in Central Italy, which is characterized by the greatest reductions at a national level. Discount coefficients determined for Southern Italy are roughly in line with the national average, while for the Islands the discount coefficients are almost always higher than the national average.

Contrary to what might be expected, average discount coefficients returned by the model for the central, semi-central and peripheral OMI bands are near each other: this phenomenon indicates that real estate assets subject to judicial procedures are rather homogeneous in terms of mercantile appeal.

By analyzing only discount coefficients (Fig. 5), a normal

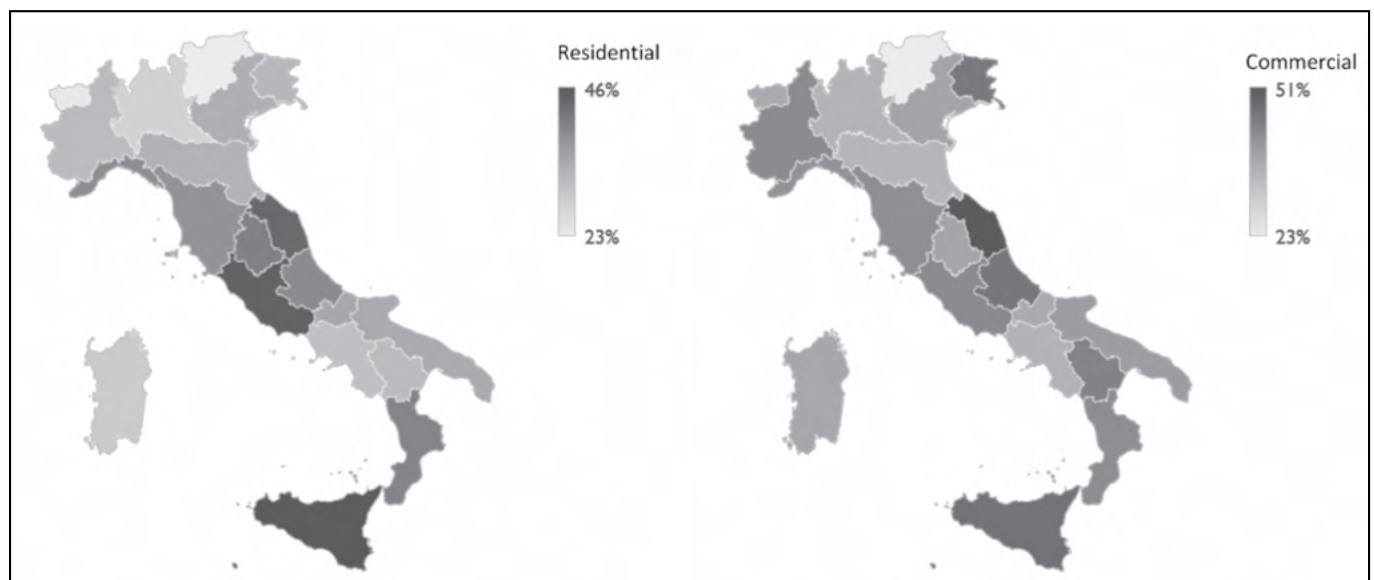


Figure 4 - Regional average of discount coefficient obtained from implementation of the model.

**Table 3 - Average discount coefficients for residential use, divided by geographical macro-area and OMI band**

Area	Residential		
	Central	Semicentral	Peripheral
Northeast	31%	32%	31%
Northwest	32%	30%	28%
Center	42%	39%	43%
South	38%	34%	33%
Islands	37%	42%	46%
Italy	36%	35%	36%

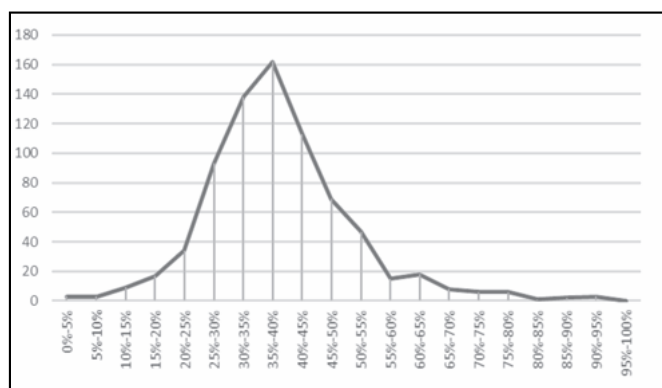
**Table 4 - Average discount coefficients for intended commercial use divided by geographical macro-area and OMI band**

Area	Commercial		
	Central	Semicentral	Peripheral
Northeast	38%	36%	34%
Northwest	41%	39%	36%
Center	45%	44%	42%
South	42%	39%	39%
Islands	41%	50%	43%
Italy	42%	41%	39%

distribution can be observed, with an average value on the national level of 39% and with more than 55% of the coefficients positioned in the 30-45% range.

## 6. CONCLUSIONS

A recent report by the International Monetary Fund highlighted that the slowness and excessive



**Figure 5 - Cluster analysis of the coefficients assessed by the model.**

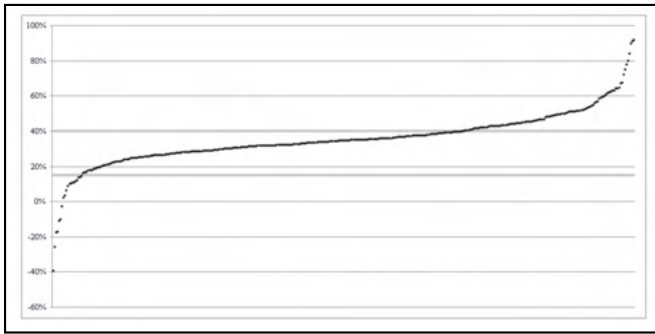
bureaucratization of the Italian judicial system are among the main reasons for the reticence of foreign companies to invest in the real estate sector of our country ([www.esteri.it](http://www.esteri.it)).

As for expropriation procedures relating to bankruptcies and real estate executions, although several attempts have been made in recent years to contain the timing, by harmonizing the procedures in the various courts and guaranteeing greater information transparency, statistical data show that the persistent “cumbersomeness” of the steps continues to affect their efficiency. The uncertainty about the timing and convenience of the transactions results in limited participation of potential investors in real estate auctions: there is ongoing skepticism with regards to this type of market, attributable to the lack of transparency and generalized aversion to the procedures that often characterize it and which are difficult for most past investors to understand. As a result, auctions often become the prerogative of private operators who opt for speculative behavior, buying packages of properties at highly affordable prices compared to real market values.

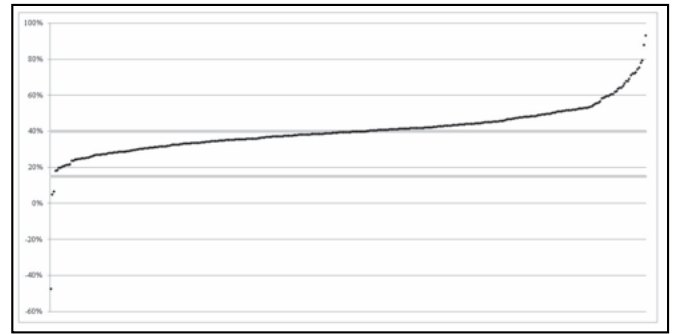
The model developed and tested in this work aims to provide systematic logical operating support for the assessment of the forced sale value starting from market value, in order to guarantee the purchaser transactional convenience, achievable returns and specific risks of the reference context.

The mathematical structure of the model borrows the equations of the Ellwood financial balance for real estate investment and those of risk analysis typical of the ROA, whereas the logical matrix recalls a key principle of the classic Italian Appraisal doctrine, that is the “permanence of conditions”, according to which every economic operation is carried out on the basis of the information known at the time of the evaluation and evolution of the market as expected by buyers and sellers. This principle connotes all the steps in construction of the proposed model. It is found: in the basic assumptions of the algorithm; in the use of the EWMA to estimate volatility of real estate revaluation/devaluation rates, allowing to give greater weight to the closest information at the time of valuation; in determining exit time, or the moment in which the investor should resell the property purchased at auction; in the empirical approach used to determine discount rates ( $r$ ) contextualized to the Italian cities under study.

Implementation of the model on the three OMI bands (central, semi-central and peripheral) of the one hundred and forty Italian cities in which the courts are based and for residential and commercial intended uses has allowed for the creation of an abacus of discount (or premium) coefficients, as shown in the Appendix. Practical implications of the abacus essentially focus on the possibility of limiting auction procedure times, thereby ensuring that the uncertainty inherent in this real estate sub-market is overcome by the transparency of the convenience limit values for the city, the OMI range and



**Figure 6** - Comparison between the trend of discount (or premium) coefficients estimated for residential use of the analyzed case study and discount interval ordinarily admissible at first auction.



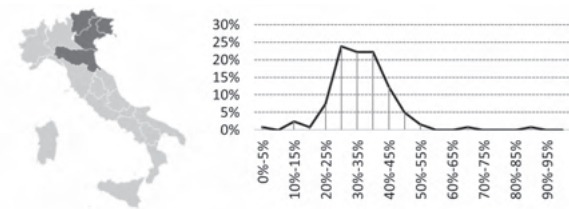
**Figure 7** - Comparison between the trend of discount (or premium) coefficients estimated for commercial intended use of the case study analyzed and discount interval ordinarily admissible at first auction.

the intended use in analysis for all subjects involved (judges, market operators and technical consultants). The application highlights the extreme variability of the coefficients due to the analyzed context, although the

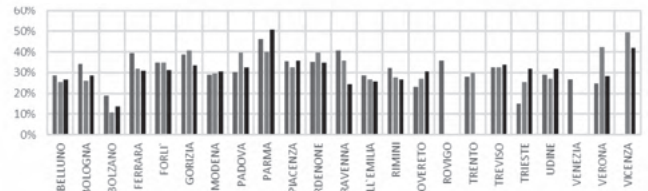
range of percentage reduction of market value estimated in the appraisal at first auction – ranging between 15% for the auction base price and 40% (= 15% + 25%) for the minimum offer (art. 13, co. 1, lett.r of Law no. 132/2015) – is

#### Appendix: abacus of discount / premium coefficients

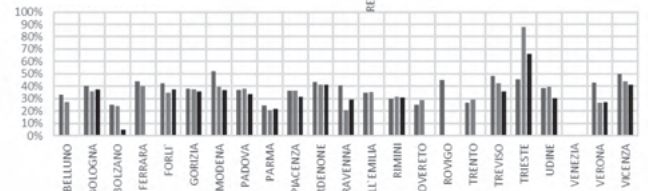
Northeast City	Residential			Commercial		
	Central	Semic.	Peripheria	Central	Semic.	Peripheria
BELLUNO	28%	25%	27%	33%	27%	-
BOLOGNA	34%	26%	29%	40%	36%	38%
BOLZANO	19%	11%	14%	25%	24%	5%
FERRARA	39%	32%	31%	44%	40%	-
FORLÌ	35%	35%	31%	42%	34%	38%
GORIZIA	39%	41%	34%	38%	37%	36%
MODENA	29%	30%	30%	52%	40%	37%
PADOVA	30%	40%	32%	37%	38%	34%
PARMA	46%	40%	51%	24%	21%	22%
PIACENZA	35%	32%	36%	36%	36%	31%
PORDENONE	35%	40%	35%	44%	41%	41%
RAVENNA	41%	36%	24%	41%	20%	29%
REGGIO NELL'EMILIA	29%	27%	26%	35%	35%	-
RIMINI	32%	28%	27%	30%	32%	31%
ROVERETO	23%	27%	30%	25%	29%	-
ROVIGO	36%	-	-	45%	-	-
TRENTO	28%	30%	-	27%	30%	-
TREVISO	33%	33%	34%	48%	42%	36%
TRIESTE	15%	25%	32%	46%	88%	66%
UDINE	29%	27%	32%	39%	39%	31%
VENEZIA	27%	-	-	-	-	-
VERONA	25%	42%	28%	43%	26%	27%
VICENZA	-	50%	42%	50%	44%	41%



#### Residential



#### Commercial



■ Central ■ Semicentral ■ Peripheria



satisfied in 65% of the cases under analysis for residential intended use (Fig. 6) and 52% of those for commercial intended use (Fig. 7). In accordance with the principle of permanence of conditions, which envisions a dynamic and changing reality over time, discount (or premium) coefficients shown in the abacus in the Appendix are not fixed, and must thus be periodically updated using the historical data that the Italian Revenue Agency's OMI makes available on its website in future semesters.

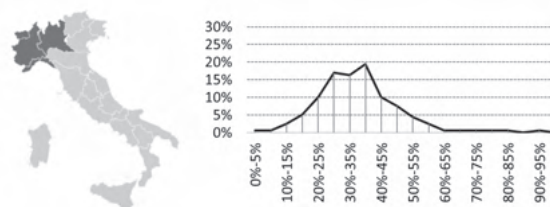
In addition to the assumptions introduced for the elaboration of the proposed model, it is appropriate to recall an implicit assumption of the developed algorithm, i.e., that the value estimated by the technical consultant actually represents the most likely market value of the property. Thus, it is advisable for the potential purchaser

to have adequate evaluation skills, or else be supported by a qualified and/or certified expert estimator, in order to verify the correctness of the methodology described in the report of the office technician and the reliability of the estimated market value.

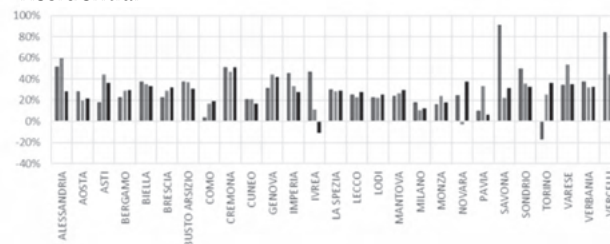
Finally, it is worth noting that the methodology proposed in this work has produced an abacus of "average" discount (or premium) coefficients for the OMI band under consideration: further investigations may involve inclusion in the analysis of intrinsic characteristics (surface, plan, maintenance status, rental situation, etc.) that are capable of influencing the specific risk and therefore the discount (or premium) to be applied to the market value for assessing the hammer price, which defines the minimum convenience threshold for the specific investor interested in the auction.

It follows: abacus of discount / premium coefficients

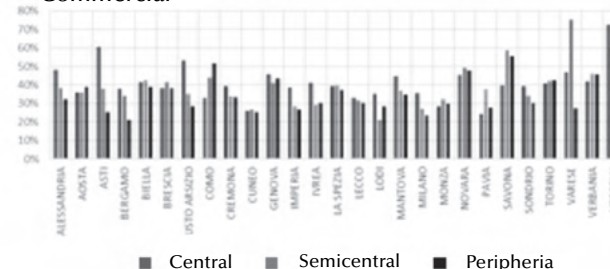
Northwest City	Residential			Commercial		
	Central	Semic.	Periphèria	Central	Semic.	Periphèria
ALESSANDRIA	52%	60%	29%	48%	38%	32%
AOSTA	28%	20%	22%	36%	36%	39%
ASTI	18%	44%	37%	60%	38%	26%
BERGAMO	23%	29%	29%	38%	34%	21%
BIELLA	38%	35%	34%	42%	43%	39%
BRESCIA	23%	29%	32%	39%	41%	38%
BUSTO ARSIZIO	38%	37%	31%	53%	35%	29%
COMO	4%	17%	19%	33%	44%	52%
CREMONA	51%	47%	51%	40%	34%	34%
CUNEO	21%	21%	17%	26%	27%	25%
GENOVA	31%	44%	42%	46%	41%	44%
IMPERIA	46%	33%	28%	39%	28%	27%
IVREA	47%	11%	-11%	41%	29%	30%
LA SPEZIA	30%	29%	29%	39%	40%	37%
LECCO	25%	23%	28%	33%	32%	30%
LODI	23%	22%	26%	35%	21%	29%
MANTOVA	24%	26%	30%	45%	37%	35%
MILANO	18%	10%	12%	36%	27%	24%
MONZA	16%	24%	18%	29%	32%	30%
NOVARA	25%	-3%	38%	45%	49%	48%
PAVIA	10%	33%	6%	25%	38%	28%
SAVONA	91%	23%	32%	40%	59%	55%
SONDRIO	50%	36%	33%	40%	34%	30%
TORINO	-17%	25%	37%	41%	42%	43%
VARESE	34%	54%	35%	47%	75%	27%
VERBANIA	37%	32%	33%	42%	46%	46%
VERCELLI	84%	45%	53%	73%	59%	65%



Residential



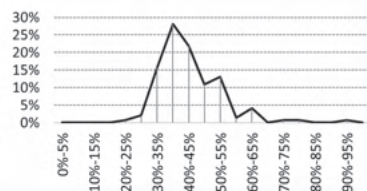
Commercial



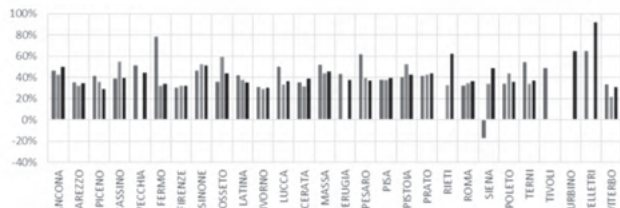
■ Central ■ Semicentral ■ Periphèria

It follows: abacus of discount / premium coefficients

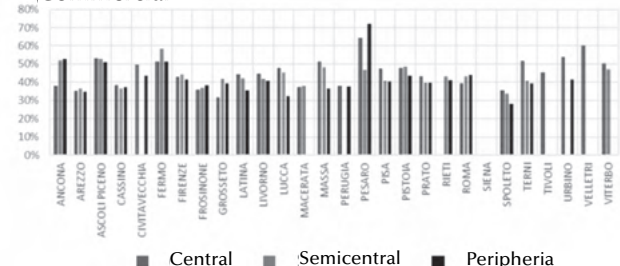
Center City	Residential			Commercial		
	Central	Semic.	Periphèria	Central	Semic.	Periphèria
ANCONA	46%	42%	50%	38%	52%	53%
AREZZO	35%	32%	35%	35%	37%	35%
ASCOLI PICENO	41%	36%	29%	53%	53%	51%
CASSINO	39%	55%	39%	38%	37%	37%
CIVITAVECCHIA	51%	-	44%	50%	-	43%
FERMO	78%	32%	34%	51%	58%	51%
FIRENZE	30%	32%	32%	43%	44%	41%
FROSINONE	46%	52%	51%	36%	37%	38%
GROSSETO	36%	59%	43%	32%	42%	39%
LATINA	42%	38%	35%	44%	42%	36%
LIVORNO	31%	29%	30%	45%	42%	41%
LUCCA	50%	33%	36%	48%	45%	32%
MACERATA	35%	31%	39%	37%	38%	-
MASSA	52%	44%	45%	51%	48%	37%
PERUGIA	43%	-	38%	38%	-	38%
PESARO	61%	39%	37%	64%	47%	72%
PISA	38%	38%	39%	47%	41%	41%
PISTOIA	40%	52%	43%	48%	49%	44%
PRATO	41%	42%	43%	43%	40%	40%
RIETI	-	33%	62%	-	43%	41%
ROMA	32%	35%	36%	39%	43%	44%
SIENA	-17%	34%	49%	-	-	-
SPOLETO	34%	43%	36%	36%	34%	28%
TERNI	54%	34%	37%	52%	41%	39%
TIVOLI	49%	-	-	45%	-	-
URBINO	-	-	64%	54%	-	41%
VELLETRI	65%	-	92%	60%	-	-
VITERBO	34%	21%	31%	50%	47%	-



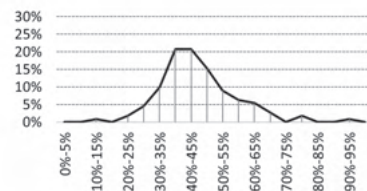
### Residential



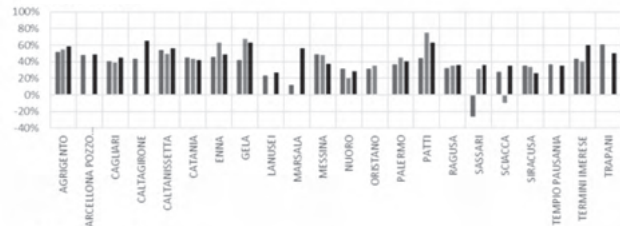
### Commercial



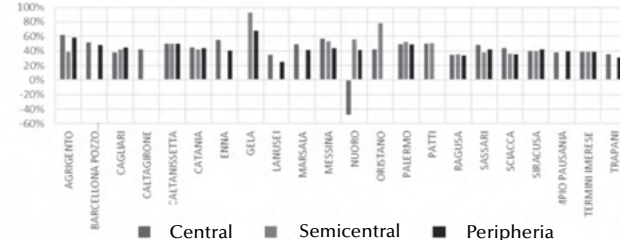
Islands City	Residential			Commercial		
	Central	Semic.	Periphèria	Central	Semic.	Periphèria
AGRIGENTO	52%	54%	59%	62%	39%	59%
BARCELONA POZZO GOTTO	48%	-	49%	52%	-	48%
CAGLIARI	40%	39%	45%	38%	42%	45%
CALTAGIRONE	43%	-	65%	43%	-	-
CALTANISSETTA	54%	50%	56%	50%	50%	50%
CATANIA	45%	43%	42%	45%	42%	44%
ENNA	45%	63%	49%	55%	-	40%
GELA	42%	67%	63%	-	93%	68%
LANUSEI	23%	-	27%	34%	-	25%
MARSALA	12%	-	57%	49%	-	41%
MESSINA	48%	48%	38%	57%	54%	44%
NUORO	32%	20%	28%	-47%	56%	41%
ORISTANO	32%	35%	-	42%	78%	-
PALERMO	37%	45%	40%	49%	52%	49%
PATTI	44%	75%	63%	50%	51%	
RAGUSA	32%	35%	36%	35%	36%	34%
SASSARI	-26%	32%	36%	48%	38%	42%
SCIACCA	28%	-10%	35%	44%	36%	36%
SIRACUSA	35%	34%	26%	39%	40%	42%
TEMPIO PAUSANIA	37%	-	35%	38%	-	40%
TERMINI IMERESE	43%	40%	60%	39%	39%	39%
TRAPANI	61%	-	50%	36%	-	32%



### Residential

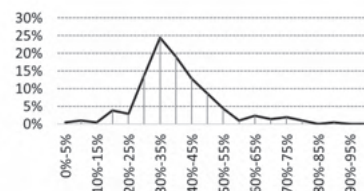


### Commercial

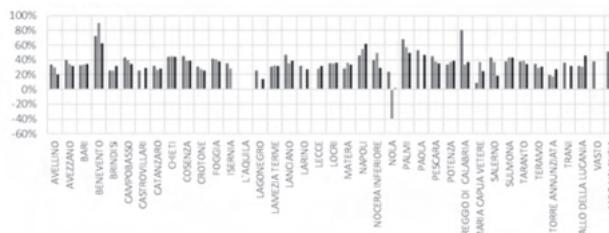


It follows: abacus of discount / premium coefficients

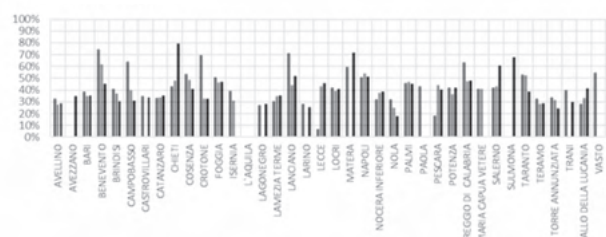
South City	Residential			Commercial		
	Central	Semic.	Peripheria	Central	Semic.	Peripheria
AVELLINO	33%	30%	21%	33%	28%	29%
AVEZZANO	39%	34%	32%	-	-	35%
BARI	33%	33%	35%	39%	35%	35%
BENEVENTO	72%	90%	62%	74%	62%	45%
BRINDISI	25%	26%	32%	41%	37%	31%
CAMPOBASSO	43%	40%	34%	64%	40%	31%
CASTROVILLARI	26%		29%	35%	-	33%
CATANZARO	32%	27%	28%	33%	34%	35%
CHIETI	44%	45%	45%	43%	48%	79%
COSENZA	45%	39%	39%	53%	49%	41%
CROTONE	31%	27%	26%	69%	33%	33%
FOGGIA	42%	41%	38%	51%	46%	47%
ISERNIA	36%	28%	-	39%	31%	-
L'AQUILA	-	-	-	-	-	-
LAGONEGRO	26%	-	14%	27%	-	28%
LAMEZIA TERME	31%	33%	32%	30%	35%	35%
LANCIANO	47%	35%	39%	71%	44%	52%
LARINO	32%	-	27%	28%	-	25%
LECCE	-	29%	32%	7%	43%	46%
LOCRI	36%	35%	36%	42%	39%	41%
MATERA	29%	36%	34%	59%	-	72%
NAPOLI	23%	28%	31%	25%	27%	26%
NOCERA INFERIORE	40%	49%	29%	32%	37%	39%
NOLA	24%	-39%	2%	32%	25%	18%
PALMI	68%	57%	49%	46%	47%	45%
PAOLA	53%	-	47%	43%	-	-
PESCARA	45%	38%	35%	18%	44%	40%
POTENZA	33%	37%	39%	42%	36%	42%
REGGIO CALABRIA	80%	34%	37%	63%	47%	48%
S. MARIA CAPUA VETERE	9%	37%	25%	41%	41%	-
SALERNO	43%	37%	19%	42%	43%	60%
SULMONA	38%	43%	43%		-	68%
TARANTO	38%	39%	34%	53%	53%	39%
TERAMO	34%	29%	31%	32%	28%	29%
TORRE ANNUNZIATA	20%	17%	28%	34%	32%	25%
TRANI	36%	-	32%	40%	-	30%
VALLO DELLA LUCANIA	32%	31%	46%	28%	33%	41%
VASTO	38%	-	-	55%	-	-
VIBO VALENTIA	51%	43%	36%	52%	37%	34%



Residential



Commercial



■ Central ■ Semicentral ■ Peripheria



\* **Francesco Tajani**, Department of Architecture and Design, "Sapienza" University of Rome  
e-mail: francesco.tajani@uniroma1.it (corresponding author)

\*\* **Pierluigi Morano**, Department of Civil, Environmental, Land, Building Engineering and Chemistry, Polytechnic University of Bari  
e-mail: pierluigi.morano@poliba.it

\*\*\* **Marco Locurcio**, Department of Civil, Environmental, Land, Building Engineering and Chemistry, Polytechnic University of Bari  
e-mail: marco.locurcio@poliba.it

\*\*\*\* **Paola Amoruso**, Department of Finance, Management and Technology, LUM University  
e-mail: amoruso@lum.it

### Author Contributions

The paper is to be attributed in equal parts to the authors.

### Bibliography

ALLEN M.T., SWISHER, *An analysis of the price formation process at a HUD auction*, Journal of Real Estate Research, Vol. 20, No. 3, 2000, pp. 279–298.

AMORUSO P., MARIANI M., DIDONATO R., D'AMATO M., *Italian auction market: features of discounted forced sale price*, Real Estate Management and Valuation, Vol. 28, No. 3, 2020, pp. 12–23.

ASSOCIAZIONE BANCARIA ITALIANA, *Linee guida per la valutazione degli immobili in garanzia delle esposizioni creditizie*, 2018.

ASSOCIAZIONE T.S.E.I. *Studio dei tempi dei tribunali italiani in materia di procedure esecutive individuali*, n. 7-18, 24 ottobre 2018.

ASTASY, *Report aste 2019*, 2019.

BEST P., *Implementing value at risk*, John Wiley & Sons, England, 2000.

BORN W., PYHRR S., *Real estate valuation: the effect of market and property cycles*, Journal of Real Estate Research, Vol. 9, No. 4, 1994, pp. 455–485.

BULAN L., MAYER C., TSURIEL SOMERVILLE C., *Irreversible investment, real options, and competition: evidence from real estate development*, Journal of Urban Economics, Vol. 65, 2009, pp. 237–251.

CACCIAMANI C., *Il rischio immobiliare: una soluzione di rating dell'investimento immobiliare*, EGEA, Milano, 2003.

CAMPBELL J.Y., GIGLIO S., PATHAK, *Forced sales and house prices*, The American Economic Review, Vol. 101, No. 5, 2011, pp. 2108–2131.

CANESI R., D'ALPAOS C., MARELLA G., *Forced Sale Values vs. Market Values in Italy*, Journal of Real Estate Literature, Vol. 24, No. 2, 2016, pp. 377–401.

CANESI R., D'ALPAOS C., MARELLA G., *Il valore di vendita forzata degli immobili a garanzia dei crediti*, Rigenerazione urbana, PPP, Smart cities, Vol. 14, 2017, pp. 47–51.

CANESI R., MARELLA G., *Data from RE distressed market: Properties auctions in Italy*, Data in Brief, Vol. 18, 2018, pp. 319–324.

CANNADAY R.E., COLWELL P.F., *Real Estate Valuation Models:*

*Lender and Equity Investor Criteria*, Real Estate Economics, Vol. 14, No. 2, 1986, pp. 316–337.

CARROLL T. M., CLAURETIE T. M., NEILL H.R., *Effect of Foreclosure Status on Residential Selling Price*, Journal of Real Estate Research, Vol. 13, No. 1, 1997, pp. 95–102.

CLAURETIE T.M., DANESHVARY N., *Estimating the house foreclosure discount corrected for spatial price interdependence and endogeneity of marketing time*, Real Estate Economics, Vol. 37, No. 1, 2009, pp. 43–67.

COLWELL P.F., *Tweaking the DiPasquale-Wheaton model*, Journal of Housing Economics, Vol. 11, No. 1, 2002, pp. 24–39.

COX J., ROSS S., RUBINSTEIN M., *Options Pricing: a simplified approach*, Journal of Financial Economics, Vol. 7, No. 3, 1979, pp. 229–263.

COZZI S., ZAMAGNI T., *Economia Politica*, Editrice Il mulino, Bologna, Italia, 1992.

DEL GIUDICE V., PASSERI A., DE PAOLA P., TORRIERI F., *Estimation of risk-return for real estate investments by applying Ellwood's model and real options analysis: an application to the residential real estate market of Naples*, Applied Mechanics and Materials, Vol. 651, 2014, pp. 1570–1575.

DI COCCO E., *La valutazione dei beni economici*, Edizioni Calderini, Bologna, Italia, 1960.

DIXIT A.K., *Investment and hysteresis*, Journal of Economic Perspectives, Vol. 6, No. 1, 1992, pp. 107–132.

DONNER, H., *Foreclosures, Returns and Buyer Intention*, Journal of European Real Estate Research, Vol. 39, No. 2, 2017, pp. 189–213.

DOTZOUR M.G., MOORHEAD E., WINKLER D.T., *The impact of auctions on residential sales prices in New Zealand*, Journal of Real Estate Research, Vol. 16, No. 1, 1998, pp. 57–72.

ELLWOOD L.W., *Ellwood Tables for Real Estate Appraising and Financing*, Ballinger, 1970.

FAMULARO N., *Teoria e pratica delle stime*, Unione tipografico-editrice torinese, Torino, Italia, 1963.

FONTANA R., VIGORITO F., *Le procedure esecutive dopo la riforma: la vendita Immobiliare*. Giuffrè Editore, 2007.

- FORGEY F.A., RUTHERFORD R.C., VANBUSKIRK M.L., *Effect of Foreclosure Status on Residential Selling Price*, Journal of Real Estate Research, Vol. 9, No. 3, 1994, pp. 313–318.
- FORTE C., AND DE ROSSI B., *Principi di Economia ed Estimo*, Etas Libri, Milano, Italia, 1974.
- GIACOMELLI S., ORLANDO T., RODANO G., *Le procedure esecutive immobiliari: il funzionamento e gli effetti delle recenti riforme*, Banca d'Italia, 2018.
- HARDIN W.G., WOLVERTON M.L., *The Relationship between Foreclosure Status and Apartment Price*, Journal of Real Estate Research, Vol. 12, No. 1, 1996, pp. 101–109.
- HOROWITZ J.L., *The Role of the Listing Price in Housing Market: Theory and an Econometric Model*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 7, 1992, pp. 115–129.
- HUNGRIA-GUNNELIN R., *Impact of Number of Bidders on Sale Price of Auctioned Condominium Apartments in Stockholm*. *International Real Estate Review*, Vol. 16, No. 3, 2013, pp. 274–295.
- IMMOBILIARE.IT, *Osservatorio annuale Aste immobiliari, 2020* (scaricabile dal sito internet: <https://www.immobiliare.it/info/ufficio-stampa/2020/aste-immobiliari-l-effetto-covid-si-abbatte-sull-offerta-ma-non-sulla-domanda-2063/>, consultato on line il 08 febbraio 2021).
- KNIGHT J. R., SIRMANS C.F., TURNBULL G.K., *Listing Price Signaling and Buyer Behavior in the Housing Market*, The Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol. 9, No. 3, 1994, pp. 177–192.
- LEUNG B.Y.P., HUI E.C.M., *Option pricing for real estate development: Hong Kong Disneyland*, Journal of Property Investment & Finance, Vol. 20, No. 6, 2002, pp. 473–496.
- LOWRY C.A., WOODALL W.H., CHAMP C.W., RIGDON S.E., *A multivariate exponentially weighted moving average control chart*, Technometrics, Vol. 34, No. 1, 1992, pp. 46–53.
- LUCAS J.M., SACCUCCI M.S., *Exponentially weighted moving average control schemes: properties and enhancements*, Technometrics, Vol. 32, No. 1, 1990, pp. 1–12.
- LUSHT K.M., *A comparison of price brought by English auctions and private negotiations*, Real Estate Economics, Vol. 24, No. 4, 1996, pp. 517–530.
- MANGANELLI B., MORANO P., TAJANI F., *La valutazione del rischio nell'analisi finanziaria di Ellwood per la stima indiretta di immobili urbani*, Aestimum, Vol. 55, 2009, pp. 19–41.
- MANGANELLI B., MORANO P., TAJANI F., *Risk assessment in estimating the capitalization rate*, WSEAS Transactions on Business and Economics, Vol. 11, No. 1, 2014, pp. 197–206.
- MARCUCCI M., PISCHEDDA A., PROFETA V., *Notes on Financial Stability and Supervision: The Changes of the Italian Insolvency and Foreclosure Regulation Adopted in 2015*, Banca d'Italia Eurosystem, 2015.
- MARCUS A., *Discount in Real Estate Auction Price: Evidence from South Florida*, The Appraisal Journal, Vol. 69, 2001, pp. 28–43.
- MAYER C.J., *Assessing the Performance of Real Estate Auction*, Real Estate Economics, Vol. 126, 2003, pp. 41– 66.
- MILLER K.D., WALLER H.G., *Scenarios, Real Options and Integrated Risk Management*, Long Range Planning, Vol. 36, No. 1, 2003, pp. 93–107.
- MORANO P., TAJANI F., MANGANELLI B., *An application of real option analysis for the assessment of operative flexibility in the urban redevelopment*, WSEAS Transactions on Business and Economics, Vol. 11, No. 1, 2014, pp. 476–487.
- ONG S.E., *Price Discovery in Real Estate Auctions: The Story of Unsuccessful Attempts*, Journal of Real Estate Research, Vol. 28, No. 1, 2006, pp. 39–60.
- PENNINGTON-CROSS A., *The value of foreclosed property*, Journal of Real Estate Research, Vol. 28, No. 2, 2006, pp. 193–214.
- PWC, *The Italian NPL market*, June 2020 (scaricabile dal sito internet: <https://www.pwc.com/it/it/publications/npl/doc/The-Italian-NPL-Market-giugno-2020>, consultato on line il 08 febbraio 2021).
- QUAN D.C., *Market mechanism choice and real estate disposition: Search versus Auction*, Real Estate Economics, Vol. 30, No. 3, 2002, pp. 365–384.
- RESTI A., SIRONI A., *Rischio e valore nelle banche*, Egea, Milano, Italia, 2008.
- REVIVA, *Scenario aste immobiliari 2019*, 2019.
- RICS, *RICS Valuation - Professional Standards*, London, UK, 2017.
- SAYCE S.L., *Leisure property: a question of profit?*, Journal of Property Finance, Vol. 6, No. 1, 1995, pp. 7–27.
- SCARDOVI C., BEZZECCHI A., *Banking, Lending and Real Estate*, Routledge, 2019.
- SUSILAWATI C., LIN V.C.C., *Case analysis of auction market in Brisbane housing system*, Pacific Rim Real Estate Conference, Auckland, 2006.
- TAJANI F., MORANO P., *An empirical-deductive model for the assessment of the mortgage lending value of properties as securities for credit exposures*, Journal of European Real Estate Research, Vol. 11, No. 1, 2018, pp. 44–70.
- TAJANI F., MORANO P., SALVO F., DE RUGGIERO M., *An evaluation model for an effective risk assessment in the rent to buy property market*, Property Management, Vol. 38, No. 1, 2019, pp. 124–141.
- TAJANI F., MORANO P., LOCURCIO M., D'ADDABBO N., *Property valuations in times of crisis. Artificial neural networks and evolutionary algorithms in comparison*, Lecture Notes in Computer Science, Vol. 9157, 2015, pp. 194–209.
- WINTERS P.R., *Forecasting sales by exponentially weighted moving averages*. *Management Science*, Vol. 6, No. 3, 1960, pp. 324–342.
- WONG W.C., LEE J.Y.M., DAUD M.D.N., NG P.L., *Seller ethnicity and property characteristics: Foreclosure sales in Malaysia*, International Journal of Housing Markets and Analysis, Vol. 10, No. 4, 2017, pp. 539–551.



# Un modello logico-operativo per la stima del forced sale value nelle procedure giudiziarie

Francesco Tajani \*, Pierluigi Morano \*\*, Marco Locurcio \*\*\*, Paola Amoruso \*\*\*\*

*parole chiave:* valore di vendita forzata, aste immobiliari, Ellwood, Analisi delle Opzioni Reali, EWMA, valore di mercato

## Abstract

Con riferimento alle aste immobiliari attivate nell'ambito di procedure giudiziarie (concorsuali e/o esecutive), nel presente lavoro è sviluppato e testato un modello logico-operativo per la stima del valore di vendita forzata. Questo valore è determinato a partire dal valore di mercato del cespite applicando, a seconda dei casi, in ragione dei rischi o delle potenzialità del contesto urbano e di mercato in cui l'immobile è ubicato, un congruo coefficiente di sconto o di premio. Il coefficiente stimato permette di determinare il valore a base d'asta dell'immobile da aggiudicare che, in ragione dei rendimenti ottenibili e del rischio dell'operazione, risulti ammissibile in termini di convenienza per l'acquirente. Il modello, qui proposto e testato, mutua la logica di Ellwood applicata al settore immobiliare, integrata mediante l'approccio valutativo della rischiosità degli investimenti proprio dell'Analisi delle Opzioni Reali. Imple-

mentato sulle centoquaranta città in cui hanno sede i tribunali italiani, il modello ha consentito di costruire un abaco dei coefficienti di sconto (o di premio), differenziati per le città analizzate, per le diverse zone di ciascuna città e per le destinazioni d'uso "residenziale" e "commerciale". L'applicazione condotta ha posto in risalto la validità del modello, in grado di contestualizzare il coefficiente di sconto (o di premio) per la determinazione del valore di vendita forzata in ragione dei fattori di rischio degli ambiti di mercato considerati. Le implicazioni pratiche dell'abaco concernono la possibilità di contenere i tempi delle procedure di vendita all'asta, come pure di generare per i potenziali investitori una mappa delle aree di maggiore interesse, dove l'aleatorietà tipica di questo particolare sub-mercato immobiliare è superata dalla conoscenza dei valori limite di convenienza dell'investimento per l'ambito in analisi.

## 1. INTRODUZIONE

Negli ultimi anni i volumi degli investimenti immobiliari in Italia, sebbene in parte ridotti a causa della crisi subprime e della pandemia Covid-19, hanno mantenuto un livello consistente, confermando il ruolo trainante del comparto nell'economia nazionale. Nell'ambito dei diversi sub-mercati immobiliari, quello delle aste giudiziarie, ov-

vero delle aste correlate a procedure concorsuali e/o esecutive in cui prestiti in sofferenza hanno attivato il pignoramento e la vendita di garanzie collaterali immobiliari, si caratterizza per un particolare interesse da parte dei possibili acquirenti – privati cittadini, investitori istituzionali, promotori immobiliari, ecc. –, attratti dalla possibilità di comprare immobili ad un prezzo più basso del corrispon-

[  
dente valore di (libero) mercato (PwC, 2020). Le condizioni straordinarie (Associazione Bancaria Italiana, 2018) che connotano il mercato delle aste giudiziarie – tempistiche della procedura e conseguente obsolescenza fisica, funzionale ed economica del bene tra la data di stima del perito e quella di aggiudicazione; assenza di garanzia per vizi occulti; mancata attività di marketing in cui le parti (venditore ed acquirente) possano agire con eguale capacità, prudenza e senza alcuna costrizione; frequente difficoltà di concordare con il curatore/custode giudiziario una visita al bene prima della scadenza fissata per l’offerta d’asta; incertezza sulla possibilità di ottenere un mutuo bancario per l’acquisto in caso di aggiudicazione, il che comporta la necessità di disporre di una propria liquidità per l’acquisto – concorrono alla formazione di un prezzo di aggiudicazione generalmente – e, non di rado, significativamente – inferiore al valore di mercato stimato dal tecnico d’Ufficio. Non a caso, RICS (2017) introduce per questo particolare segmento di mercato, uno specifico valore, *il forced sale value* (valore di vendita forzata), precisando che esso non costituisce una indipendente base di valore (ovvero un autonomo “aspetto economico”, per richiamare la corrispondente locuzione impiegata nella tradizione estimativa classica italiana), bensì un valore di mercato che si forma in situazioni peculiari, da precisare nella premessa del report valutativo e da trattare mediante opportune assunzioni speciali.

L’incertezza correlata alla discordanza tra il valore di mercato stimato dal tecnico d’Ufficio (spesso diversi anni prima) ed il prezzo finale di aggiudicazione, costituisce un tema delicato, in quanto influisce sulla tempistica complessiva e sull’efficienza delle procedure d’asta. Infatti, vi è l’esigenza *i*) per l’istituzione giudiziaria, di semplificare ed accelerare le tempistiche di vendita dei beni in garanzia, riducendo al minimo il numero di aste per lo stesso immobile, *ii*) per i soggetti creditori, di recuperare il prima possibile le somme spettanti, evitando eccessivi ribassi del valore di mercato, che si tradurrebbero nell’impossibilità di rimborsare, mediante la distribuzione del ricavato, gli interi importi a credito, *iii*) per i potenziali acquirenti, di conoscere un “valore di riferimento” nel mercato delle aste, tale da compensare i rischi specifici connessi a condizioni diverse da quelle che contraddistinguono una compravendita ordinaria, circostanza -quest’ultima- che genera l’allontanamento dell’investitore ordinario, determinando comportamenti opportunistici di piccoli gruppi di operatori con intenti speculativi (Fontana e Vigorito, 2007). La rilevanza della qualità degli operatori professionali nel segmento delle aste è un aspetto ricorrente anche in contesti esteri (Donner, 2017).

Al fine di ridurre i tempi delle procedure e favorire l’aggiudicazione a prezzi tendenzialmente collimanti con il valore di mercato, il legislatore italiano ha promosso diverse e rilevanti iniziative tra il 2005 e il 2018 (Marcucci et al., 2015). Per garantire una maggiore visibilità e trasparenza informativa, è stata introdotta una piattaforma telematica sulla quale confluisce la pubblicità legale di tutte le aste immobiliari bandite in Italia ([ziarie.it\). Il D.L. 83/2015, convertito con modificazioni nella legge n. 132/2015, recante “\*Misure urgenti in materia fallimentare, civile e processuale civile e di organizzazione e funzionamento dell’amministrazione giudiziaria\*”, ha modificato l’art. 568 c.p.c., evidenziando la perentorietà di una distinzione, già nella relazione peritale del consulente tecnico d’Ufficio, tra il valore di mercato dell’immobile e il valore di vendita forzata da porre come prezzo a base d’asta. Il D.L. 85/2015 ha inoltre: \*i\*\) esteso il termine di saldo-prezzo dell’immobile aggiudicato in asta da sessanta a centoventi giorni, con lo scopo di incrementare l’arco temporale necessario per il potenziale ottenimento di un mutuo bancario, \*ii\*\) fissato al 25% la riduzione massima delle offerte rispetto al prezzo stabilito nell’ordinanza di vendita \(offerta “minima”, art. 13, co. 1, lett. r della L. 132/2015\): condizione questa che, se da un lato punta ad ampliare la platea dei potenziali acquirenti, dall’altro determina un deprezzamento dell’immobile posto in vendita, avulso dalla sua qualità e dalla valutazione dei reali rischi di mercato in cui si colloca. A tale riguardo, un’interessante novità è rappresentata dalla creazione, da parte degli istituti bancari e degli operatori del settore dei \*non-performing loans\* \(NPLs\), di società immobiliari denominate \*Real Estate Owned Company\* \(ReoCo\) finalizzate ad anticipare la possibile formazione di sconti significativi del valore di stima \(Scardovi e Bezzecchi, 2019\). Una delle principali iniziative in tal senso è stata promossa dal Gruppo Intesa Sanpaolo. La ReoCo di Intesa Sanpaolo è una società dedicata alla valorizzazione degli asset immobiliari che provengono dalle garanzie dello stesso istituto bancario, con la facoltà di partecipare alle aste ed acquistare l’asset qualora il prezzo sia ritenuto “congruo”. La partecipazione delle ReoCo, rappresentate da soggetti competenti nel settore, potrebbe stimolare l’interesse di nuovi investitori, evitando l’eccessivo depauperamento del valore degli immobili all’asta.](http://www.astegiudici</a></p></div><div data-bbox=)

Un’ulteriore strategia per evitare il rilevante deprezzamento degli immobili in garanzia è la cartolarizzazione immobiliare, consistente in una tipica forma di finanziamento utilizzata per l’acquisto di portafogli di NPLs. Tale modalità prevede la costituzione di una *Special Purpose Vehicle* (SPV), che finanzia l’acquisto degli asset tramite i fondi raccolti con l’emissione di titoli denominati *asset backed securities* (ABS). La garanzia per il rimborso dei titoli è costituita dal flusso di cassa generato dalla vendita degli immobili: a tal fine, i beni oggetto di dismissione costituiscono un patrimonio segregato in relazione al restante patrimonio immobiliare della società, nonché alle altre eventuali operazioni di cartolarizzazione della stessa. Per favorire la diffusione di tali soluzioni alternative, le modifiche introdotte dal D.L. 50/2017 alla L. 130/1999 – Legge sulla Cartolarizzazione – e successive modifiche di cui al D.L. 34/2019 – Decreto “Crescita” – hanno previsto la possibilità di coinvolgere le ReoCo nelle operazioni di cartolarizzazione immobiliare, quali società di capitali aventi come esclusivo oggetto sociale l’acquisizione, la gestione e la valorizzazione (es. ristrutturazione, riconversione urbana, sviluppo e rinegoziazione dei contratti di

locazione) di beni immobili messi a garanzia dei crediti oggetto di cartolarizzazione. In tal senso, la ReoCo si configura come un veicolo di appoggio alla SPV cessionaria dei crediti oggetto di cartolarizzazione, generalmente posseduta dalla SPV stessa, e con funzione strumentale alla valorizzazione ed alla vendita degli asset finalizzata al perseguimento del massimo realizzo.

Nonostante questi importanti interventi, le rilevazioni statistiche evidenziano che in Italia le aste continuano a essere poco partecipate e sono ripetute più volte, con la conseguente riduzione significativa del prezzo a base d'asta. Nel corso del 2019, il patrimonio immobiliare all'asta ha subito una svalutazione di circa 3,4 miliardi di Euro, a fronte di un valore complessivo pari a 18 miliardi di Euro. Nello stesso anno sono andati all'asta 160.594 lotti, costituiti da immobili di differenti tipologie e destinazioni d'uso. Complessivamente, le aste tenute in Italia nel 2019 ammontano a 254.649, molte delle quali sono andate deserte, con una durata media di 4,6 anni: ne consegue che mediamente ogni lotto è andato all'asta 1,58 volte, con una svalutazione media degli immobili – calcolato come differenza tra il valore di stima e il prezzo di aggiudicazione – di circa il 29% (Reviva, 2019). Nel 2019 il 59% dei lotti è andato in asta una singola volta, dato sintomatico di una generalizzata lentezza procedurale. Di fatto la procedura prevede che in caso di asta deserta, il bene sia messo nuovamente all'asta non prima di sei mesi, con un prezzo ulteriormente ridotto rispetto al valore iniziale di stima.

Dall'analisi del primo semestre del 2020, fortemente influenzato dal verificarsi della pandemia da Covid-19, è emerso che stante una sensibile riduzione dell'offerta – nel primo semestre 2020 sono state battute 49.871 aste, rispetto alle 130.980 dello stesso periodo del 2019, con una diminuzione complessiva del 62% – le richieste medie per gli annunci in asta risultano in aumento rispetto al 2019. Per quanto concerne il differenziale tra il valore di perizia e il prezzo di aggiudicazione, si rileva uno sconto medio del 57% rispetto ai valori di mercato stimati: regioni quali il Veneto e il Trentino-Alto Adige registrano valori di sconto superiori al 60%; città metropolitane come Milano e Bologna si caratterizzano per valori di sconto medi rispettivamente del 66% e 59%; Torino, Napoli e Genova si attestano su valori pari alla media nazionale del 57%; Bari presenta un valore di sconto del 46% e Palermo del 20%, notevolmente inferiore rispetto alla media nazionale (Immobiliare.it, 2020).

## 2. OBIETTIVO DEL LAVORO

Nel quadro delineato si inserisce il presente lavoro. Lo scopo della ricerca è la definizione e la sperimentazione di un modello logico-operativo che porti alla stima del valore di vendita forzata applicando, in ragione dei rischi propri del contesto urbano e di mercato in cui ricade l'immobile, un adeguato coefficiente di sconto (o di premio) al valore di mercato del bene. Implementato sulle centoquaranta città in cui hanno sede i tribunali italiani, il mo-

dello punta a produrre un abaco dei coefficienti di abbattimento (o di rivalutazione), differenziati per le città analizzate, per le diverse zone di ciascuna città e per le destinazioni d'uso "residenziale" e "commerciale" (negozi, laboratori, magazzini, capannoni), che sono le funzioni relative agli immobili che più frequentemente vanno all'asta. Con riferimento alle procedure d'asta (con e senza incanto), l'abaco consentirà di stabilire il prezzo da porre a base d'asta dell'immobile in aggiudicazione che, in ragione dei rendimenti ottenibili e del rischio dell'operazione, risulti ammissibile in termini di convenienza per il generico acquirente. Assunzione di base è che il prezzo a cui l'immobile verrà effettivamente aggiudicato dipende *i)* dai tempi di vendita che caratterizzano la procedura, *ii)* dal rischio proprio del mercato delle vendite all'asta. Come si è detto, entrambi gli aspetti – tempi di vendita e rischio – differiscono dai duali che caratterizzano la vendita sul libero mercato.

Il modello che si propone mutua la logica di Ellwood applicata al settore immobiliare, integrata con l'approccio valutativo della rischiosità di investimento proprio dell'Analisi delle Opzioni Reali (ROA). L'applicazione è condotta sulle tre fasce (centrale, semicentrale e periferica) individuate dall'Osservatorio del Mercato Immobiliare (OMI) dell'Agenzia delle Entrate per le centoquaranta città italiane per le quali è stato rilevato l'intervallo temporale tra la consegna della relazione peritale e l'aggiudicazione dell'immobile. L'obiettivo è di testare la capacità del modello di contestualizzare il coefficiente di sconto (o di premio) per la determinazione del valore di vendita forzata in ragione dei fattori di rischio degli ambiti di mercato considerati e per le destinazioni d'uso residenziale e commerciale.

La metodologia che si propone per la costruzione dell'abaco dei coefficienti di sconto potrà essere impiegata *i)* dalle autorità giudiziarie, in sede di avvio delle procedure d'asta, per operare l'abbattimento razionale del valore di mercato stimato dal Tecnico d'Ufficio, piuttosto che impiegare una percentuale forfettaria – in genere il 15% ([www.astegiudiziarie.it](http://www.astegiudiziarie.it)) – per la prima asta, avulsa dalle reali condizioni e rischi del mercato di riferimento, e per monitorare le offerte durante le procedure d'asta, in maniera da non giungere ad un prezzo troppo distante dal valore che si ottiene con la metodologia che si propone nel presente lavoro; *ii)* dai partecipanti alle aste, per ponderare strategicamente le offerte ed avere un riferimento circa la soglia di convenienza del prezzo di aggiudicazione, in ragione della redditività e dei rischi del mercato di riferimento; *iii)* dai Consulenti d'Ufficio, laddove venga richiesta dal Giudice anche un'indicazione sul valore di vendita forzata.

È da precisare che l'abaco dei coefficienti che si ottiene mediante l'implementazione del modello delineato e testato nel presente lavoro, porta a dei valori "medi" per la zona urbana considerata, in quanto -si spiegherà nel prosieguo- questi coefficienti sono determinati anche con riferimento al rischio "contesto" (Cacciamani, 2003). Ulte-

[  
riori approfondimenti potranno riguardare l'inclusione di caratteristiche intrinseche dell'unità immobiliare (superficie, livello di piano, stato manutentivo, situazione locativa, ecc.) ritenute influenti sulla rischiosità "specifica", in maniera da pervenire al coefficiente più corrispondente al caso di specie.

Il lavoro è strutturato come segue. Nel paragrafo 3 è presentata una disamina della letteratura internazionale sulla stima del valore di vendita forzata. Nel paragrafo 4 è descritto il modello proposto: è richiamata l'equazione di bilancio di Ellwood per un investimento immobiliare, e sono enunciate le ipotesi che ne semplificano la struttura matematica per il caso di specie; è spiegata la stima della volatilità per la determinazione dell'*exit time*, ossia del momento in cui conviene dismettere l'investimento immobiliare; è illustrato l'algoritmo del modello sviluppato. Nel paragrafo 5 il modello è applicato al contesto italiano: per ciascuna zona delle centoquaranta città considerate e per le destinazioni d'uso residenziale e commerciale, è stimato il coefficiente di sconto (o di premio) da applicare al valore di mercato dell'immobile, per la determinazione del valore di vendita forzata ammissibile per l'investitore. I risultati ottenuti sono discussi, e sono evidenziate la valenza empirica, le potenzialità e le implicazioni pratiche del modello. Infine, sono tratte le conclusioni del lavoro, prospettando possibili sviluppi della ricerca.

### 3. BACKGROUND

Uno dei temi di maggiore rilievo trattati in letteratura riguarda lo studio delle caratteristiche intrinseche degli asset e gli aspetti della procedura giudiziaria che maggiormente influenzano il differenziale tra il valore di mercato e il valore di vendita forzata. Per gli Standard Internazionali di Valutazione la "vendita forzata" costituisce una circostanza particolare, in cui il proprietario è obbligato alla vendita e l'assenza di un adeguato periodo di commercializzazione finisce per influenzare il prezzo finale di realizzo. Ne consegue la difficoltà di stimare realisticamente l'importo ottenibile in una vendita forzata, laddove non sia nota la natura delle costrizioni per il venditore, le motivazioni sottostanti e il livello di opacità del mercato (RICS, 2017). Inoltre, nell'ambito della vendita forzata il prezzo a base d'asta influenza le decisioni dei possibili acquirenti e le probabili offerte (Horowitz, 1992). La divergenza tra prezzo base e prezzo di aggiudicazione è quindi un indicatore dell'efficienza procedurale, valutato in termini di realizzo del massimo valore atteso.

I meccanismi di formazione del prezzo di aggiudicazione variano in maniera sostanziale con il contesto istituzionale di riferimento (Pennington-Cross, 2006). I contributi in letteratura presentano spesso dei focus sul mercato delle aste immobiliari nei diversi Paesi, di cui sono esaminati gli elementi di rilievo che incidono sullo scarto tra il valore di stima ed il prezzo finale di realizzo. Come ampiamente dimostrato in letteratura, le indicazioni normative locali influenzano il prezzo di vendita finale (Donner, 2017). Su-

silawati e Lin (2006) hanno svolto il confronto tra i segmenti delle aste immobiliari in differenti nazioni, evidenziando come i risultati possano divergere in termini di sconto o di premio, in funzione del contesto di riferimento: rispetto al campione analizzato, solo i mercati australiani ed irlandesi mostrano un premio sul prezzo di aggiudicazione, mentre gli USA, Taiwan e Singapore sono contraddistinti quasi sempre da valori "scontati".

Lusht (1996) ha studiato le specificità del mercato delle compravendite australiano, in cui il sistema delle aste non ha carattere residuale, ma è diffuso al pari delle libere contrattazioni, tanto da determinare generalmente un "premio" rispetto al valore di perizia. Attraverso un'analisi di regressione sviluppata considerando, quale variabile dipendente, il prezzo di aggiudicazione finale dell'immobile e, quali variabili indipendenti, alcuni parametri intrinseci (superficie, vetustà, numero di servizi, stato conservativo, caratteristiche costruttive, data di vendita) ed estrinseci (localizzazione e mercato di riferimento), l'Autore ha evidenziato che la creazione di un premio di valore nel prezzo di aggiudicazione finale fosse da imputare alla circostanza che le compravendite complessive a livello nazionale erano per oltre la metà riconducibili al comparto delle aste.

Dotzour et al. (1998) hanno indagato la differenza tra il mercato australiano e quello statunitense in termini di premio/sconto sul prezzo di realizzo finale: la principale causa di sconto è stata identificata nella percezione del mercato delle aste come un sistema viziato ed opaco, talvolta di esclusiva competenza di specifici operatori professionali.

In linea con il lavoro di Dotzour et al. (1998) e con riferimento al contesto statunitense, Mayer (2003), Marcus (2001) e Quan (2002) hanno approfondito le differenze esistenti tra il segmento delle vendite forzate e il libero mercato. Analizzando un campione di proprietà messe all'asta a Fort Lauderdale (Florida, USA), Allen e Swisher (2000) hanno rilevato la presenza costante di uno sconto sul prezzo finale e hanno riconosciuto la qualità degli immobili presenti nelle aste quale potenziale fattore discriminante. Ong (2006) ha posto in luce gli effetti negativi del tempo di permanenza all'asta, in particolare del lasso di tempo che intercorre tra due aste successive. L'Autore ha rilevato l'influenza della tipologia di asset sul tempo di vendita ed i particolari effetti negativi generati in tal senso dagli immobili atipici.

Campbell et al. (2011) hanno analizzato un campione di circa 1.800 immobili venduti all'asta nel Massachusetts (USA) nel ventennio precedente, riscontrando uno sconto medio del 28% rispetto al valore di libero mercato degli asset ricadenti nella medesima zona e la forte influenza esercitata dallo stato di manutenzione del manufatto. Lo studio ha altresì posto in evidenza l'effetto negativo delle aste sui valori di mercato delle proprietà limitrofe a quelle oggetto di procedure di vendita forzata, con una riduzione media di valore di circa l'1% entro 0,05 miglia. Lo stesso fenomeno è stato riscontrato nel mercato italiano



del Nord Italia (Canesi et al., 2017). Nel lavoro di Wong (2017) è emerso che fattori quali la vicinanza al centro città, la frequenza di aste precedenti andate deserte e il numero di potenziali acquirenti online (nel caso di aste telematiche), hanno una correlazione con il prezzo di vendita e con le probabilità dell'alienazione. Clauret e Daneshvary (2009) sottolineano che lo stato manutentivo e il tempo di commercializzazione influenzano il prezzo finale di aggiudicazione. Diversi modelli presenti in letteratura hanno studiato l'effetto sul prezzo delle caratteristiche fisiche delle proprietà (Forgey et al., 1994; Hardin e Wolverton, 1996; Carroll et al., 1997). Tuttavia, studi più recenti hanno dimostrato che le caratteristiche fisiche dell'asset perdono importanza se paragonate alla influenza del contesto normativo di riferimento (Donner, 2017). Un fattore studiato di recente è il numero dei partecipanti all'asta: Hungria-Gunnelin (2013) ha dimostrato in particolare che l'aumento dei potenziali acquirenti influenza positivamente il prezzo di aggiudicazione finale. In tal senso, Knight et al. (1994) hanno registrato che un prezzo minore a base d'asta può determinare un incremento del numero di potenziali partecipanti, seppur con un'offerta più bassa da parte di ciascun operatore.

In Italia, il panorama delle aste immobiliari è caratterizzato da una costante tendenza al ribasso del prezzo finale rispetto al valore stimato in perizia. Solo in casi eccezionali i prezzi finali di aggiudicazione sono superiori ai valori di libero mercato. Il settore italiano delle aste immobiliare è assimilabile a quello americano in termini di sconto sul prezzo di aggiudicazione finale. Numerose ricerche presentano analisi di segmenti locali, e rappresentano le condizioni di mercato in specifici contesti urbani. Canesi et al. (2016) hanno esaminato lo sconto tra valore di stima e il valore di vendita forzata, sulla base di un campione di immobili aggiudicati all'asta nel Nord Italia, e hanno fornito una interpretazione empirica dello sconto rilevato. In una successiva ricerca, gli stessi Autori (2017) hanno condotto un'ulteriore e più approfondita analisi, con un focus sulle procedure esecutive nel Nord-Est Italia, in particolare nella Regione Veneto, concludendo che lo sconto del prezzo di aggiudicazione rispetto al valore di stima assume carattere sistematico. In particolare, per analizzare la correlazione esistente tra il valore di vendita forzata e il contesto urbano e sociale degli asset, sono state considerati i fattori che intervengono significativamente nell'ambito dei pignoramenti, tra cui: gli aspetti socio-economici riguardanti le tendenze del mercato immobiliare ed i fattori demografici (localizzazione, redditività in termini di occupazione, numero di transazioni normalizzate, popolazione, indice di intensità del mercato immobiliare); i fattori intrinseci (stato di manutenzione, caratteristiche tecnologiche, superficie lorda); gli aspetti afferenti al mercato delle aste (giorni di permanenza all'asta, numero di aste, sconto, premio e data di valutazione).

In un recente lavoro relativo alle aste giudiziarie nel Sud Italia, Amoruso et al. (2020) hanno dimostrato che le tempistiche delle procedure costituiscono la principale causa dello sconto sul prezzo di aggiudicazione rispetto al va-

lore di stima. Nei suoi report, la Banca d'Italia ha presentato una disamina dettagliata sull'elevata durata delle procedure giudiziarie di recupero dei crediti in Italia, sottolineando la limitata efficienza di tali meccanismi, tanto in termini di estensione temporale quanto riguardo ai valori recuperati (Giacomelli et al., 2018).

Pertanto, rispetto al *framework* scientifico indagato, il contributo originale del presente lavoro consiste nel tentativo di razionalizzare e contestualizzare, in base alle condizioni specifiche del mercato locale, la stima dei differenziali tra il valore di mercato ed il valore di vendita forzata.

#### 4. IL MODELLO

Fermo restando i presupposti logici che definiscono il valore di vendita forzata a partire dal valore di mercato, mutuando i principi della matematica finanziaria, è possibile determinare il primo ( $V_{vf}$ ) mediante un opportuno "sconto" sul secondo ( $V$ ), tenuto conto che il valore di vendita forzata si formerà dopo un tempo  $n$  ( $> 0$ ), pari all'intervallo che intercorre tra l'espletamento della perizia estimativa e l'aggiudicazione definitiva dell'immobile. In particolare, il coefficiente di sconto ( $r$ ) stimato costituirà una *proxy* della rischiosità insita nel meccanismo di vendita forzata.

In termini matematici, dato che la stima del valore di mercato è fatta al tempo " $t$ " ma la aggiudicazione si concretizzerà al tempo " $t + n$ ", è possibile scrivere che:

$$V_{vf} = \frac{V}{(1+r)^n} \quad (1)$$

Nel seguito di questo lavoro sarà posto in evidenza che il parametro  $r$  rappresenta la vera incognita del modello, tramite cui determinare il coefficiente di sconto  $1/(1+r)^n$  per la stima del valore di vendita forzata.

La logica operativa del modello che si propone rispetta il principio della permanenza delle condizioni, mutuato dalla teoria economica (Cozzi e Zamagni, 1992) e prodromo del postulato sulla "previsione" della dottrina estimativa classica (Di Cocco, 1960; Famularo, 1963; Forte e De Rossi, 1974). Secondo tale principio, tutte le stime (es.  $V_{vf}$ ) trovano fondamento nelle informazioni ordinariamente disponibili sul mercato al momento della valutazione (valore di mercato, durata media della procedura, rischio imminente della vendita forzata) e nelle corrispondenti evoluzioni ragionevolmente attese da parte dei compratori e dei venditori (Tajani et al., 2015).

##### 4.1 Il bilancio finanziario di Ellwood

Per la determinazione del saggio di sconto  $r$ , il modello che si propone impiega il bilancio finanziario di Ellwood (Ellwood, 1970; Born e Pyhrr, 1994; Colwell, 2002), semplificandone l'implementazione con l'introduzione di opportune ipotesi. In particolare, il modello proposto riprende alcuni principi logici sottostanti alla metodologia

svilupata da Manganelli et al. (2009) per la stima del saggio di capitalizzazione nell'*income approach*, adattando l'algoritmo al caso di specie, relativo alla determinazione del coefficiente di sconto (o di premio) per la stima del valore di vendita forzata.

Secondo il modello di Ellwood, in termini di puro investimento, condizione necessaria affinché l'operazione di acquisto di un immobile sia conveniente è che i ricavi attesi durante il periodo di possesso dell'immobile sia almeno uguale ai costi sostenuti per l'acquisto (Del Giudice et al., 2014). Nel modello di Ellwood i ricavi sono rappresentati dai redditi netti percepibili da un ordinario investitore nel corso del periodo di possesso dell'immobile e dal valore residuo (*terminal value* o *exit value*) dell'iniziativa, costituito dal prezzo di acquisto dell'immobile cui va aggiunta o sottratta la percentuale di rivalutazione o di svalutazione (*capital gain*) maturata al momento della vendita (Cannaday e Colwell, 1986). Il valore residuo è ovviamente recuperato nel momento in cui si avrà la dismissione dell'investimento. I costi, a loro volta, sono dati dalle voci di spesa necessarie per l'avvio dell'investimento. Vi fanno parte il prezzo di acquisto dell'immobile, le spese di mediazione e le spese connesse al trasferimento della proprietà (imposte e spese notarili). Inoltre, poiché nella generalità dei casi, chi acquista un immobile non dispone dell'intera somma o, pur possedendola, può decidere di non investirla ma di ricorrere al finanziamento esterno (mutuo bancario), l'importo per l'acquisto va calcolato come somma della quota di capitale proprio (autofinanziamento) e della quota di capitale di debito, la quale rientra nelle poste passive del bilancio finanziario sotto forma di rate di ammortamento del mutuo (Sayce, 1995).

Ai fini della determinazione del saggio di sconto  $r$  in Eq. (1) – e quindi del coefficiente di attualizzazione per la stima del valore di vendita forzata -, sono di seguito introdotte alcune assunzioni nel bilancio finanziario di Ellwood. Tali ipotesi ne semplificano l'applicazione, senza inficiarne la validità, ma consentono di adattare l'equazione alle peculiarità della stima del valore di vendita forzata.

La prima ipotesi prevede che l'acquisto dell'immobile avvenga interamente con capitale proprio. Questa ipotesi consente di eliminare tre variabili dall'equazione risolutiva dell'analisi finanziaria del modello di Ellwood: l'aliquota di capitale eterofinanziata, il tasso di interesse per il recupero del prestito, la durata del periodo di ammortamento. L'ammissibilità della semplificazione deriva dalla scarsa incidenza che le tre variabili esplicano sul risultato finale, soprattutto quando non si tratta di determinare il rendimento di un investimento immobiliare, ma di definire un saggio di sconto.

La seconda ipotesi considera l'invariabilità del reddito, in altre parole non è svolta l'indicizzazione dei canoni, tipica della locazione. Dato l'attuale trend inflattivo, infatti, l'indicizzazione non incide significativamente sul risultato. Inoltre non si considerano *vacancy period* e *step rent*, ciò significa che dal momento in cui si entra in possesso del-

l'immobile (anno  $n$ ) si immagina che lo stesso venga locato ad un opportuno canone di mercato. Si assume inoltre l'assenza nel bilancio finanziario di Ellwood di eventuali costi per la valorizzazione dell'immobile (cosiddetti CAPEX, abbreviazione di *CAPital EXpenditure*).

La terza ipotesi concerne la semplificazione del parametro che rappresenta la redditività dell'investimento. Nella formulazione classica del modello di Ellwood si fa riferimento al reddito netto, ottenuto come differenza tra il canone di mercato e le spese di parte padronale, vale a dire le spese che sono a carico della proprietà (imposte, *property management*, manutenzione straordinaria, spese di agenzia, ecc.). Nel modello che si intende sviluppare, la redditività è determinata considerando il canone lordo. Questa assunzione permette di non includere nel modello l'aleatorietà connessa al peso dei costi a carico della proprietà, variabili con le caratteristiche del locatore ordinario e con le consuetudini delle diverse zone di mercato, e di mutuare nelle elaborazioni direttamente i valori locativi rilevati dall'Agenzia delle Entrate per le zone e le destinazioni d'uso analizzate.

La quarta ipotesi vuole che il periodo di possesso dell'immobile sia maggiore della durata della procedura giudiziaria ( $m > n$ ). In caso contrario, l'investitore non avrebbe alcuna convenienza ad acquistare l'immobile.

Sulla base delle ipotesi enunciate, il bilancio finanziario di Ellwood per un investimento immobiliare conseguente ad un'aggiudicazione all'asta può essere scritto secondo l'Eq. (2), nella quale compaiono, al primo termine, i ricavi derivanti dall'investimento costituiti *i*) dalla somma finanziaria dei canoni di mercato annui costanti e posticipati ( $Ca$ ), maturati tra l'anno dell'aggiudicazione ( $n$ ) e l'*exit time* ( $m$ ), ovvero il momento in cui "conviene" dismettere l'investimento, ed attualizzati al momento della valutazione (anno zero), *ii*) dal prezzo di aggiudicazione ( $V_{vf}$ ) rivalutato/svalutato con il coefficiente  $rv$  per gli  $m - n$  anni di possesso. L'attualizzazione delle voci al primo termine è effettuata mediante un opportuno tasso ( $r'$ ). Il secondo termine è dato dai costi iniziali dell'investimento ( $K$ ), costituiti dal prezzo di aggiudicazione dell'immobile, dalle spese connesse al trasferimento della proprietà ed alla due diligence.

$$\frac{Ca}{(1+r)^n} \cdot \left[ \frac{(1+r')^{m-n} - 1}{r' \cdot (1+r')^{m-n}} \right] + V_{vf} \cdot \frac{(1+rv)^{m-n}}{(1+r)^{m-n}} = K \quad (2)$$

Richiamando l'Eq. (1), assumendo che le spese per l'acquisto dell'immobile ammontino al 10% del prezzo di aggiudicazione e traslando i costi al primo termine, è possibile ottenere l'Eq. (3):

$$\frac{Ca}{(1+r)^n} \left[ \frac{(1+r')^{m-n} - 1}{r' \cdot (1+r')^{m-n}} \right] + \frac{V}{(1+r)^n} \frac{(1+rv)^{m-n}}{(1+r)^{m-n}} - 1.10 \frac{V}{(1+r)^n} = 0 \quad (3)$$

Si noti che il tasso di attualizzazione  $r'$  ed il tasso di sconto  $r$  (incognita del modello), sebbene potenzialmente coin-

cidenti in valore, costituiscono parametri differenti in termini di rischio. Il primo è correlato ai fattori (Cacciamani, 2003) che afferiscono al rendimento di un investimento immobiliare nel periodo di “piena e libera” disponibilità – rischio contesto (rango della città, idoneità dell’ubicazione alla destinazione d’uso, trend del mercato immobiliare, ecc.), rischio *property* (taglio dimensionale, tipologia/qualità edilizia e manutentiva dell’immobile, fungibilità, ecc.), rischio locatario (numero degli attuali/potenziati conduttori, *vacancy*, solvibilità, ecc.). Il tasso di sconto  $r$ , invece, è strettamente connesso ai fattori di rischio che attengono alla condizione specifica di vendita all’asta, in cui la probabile distanza temporale ( $n$ ) tra il momento della valutazione e quello dell’aggiudicazione dell’immobile impone l’analisi delle convenienze generate dalle possibili evoluzioni del mercato di riferimento e dunque dello sconto tollerabile ai fini della sostenibilità finanziaria dell’operazione.

Come si vedrà nell’applicazione del modello, in Eq. (3) il canone di mercato ( $Ca$ ), il valore di mercato ( $V$ ), il tasso di attualizzazione ( $r'$ ), il tasso di rivalutazione/svalutazione ( $rv$ ) e l’anno di aggiudicazione d’asta ( $n$ ) sono variabili esogene.

È poi introdotta una quinta ipotesi relativa al momento in cui conviene dismettere l’investimento: l’*exit time* ( $m$ ) è assunto come variabile endogena del modello ed è stimato mediante la costruzione e la risoluzione di una funzione di massimizzazione dei profitti generati dall’investimento in analisi.

## 4.2 La stima dell’*exit time*

Per la stima del parametro  $m$ , essenziale per l’implementazione del modello di Eq. (3), è qui usata l’analisi del rischio dell’investimento propria della prima fase dell’Analisi delle Opzioni Reali (ROA).

La ROA è una tecnica di valutazione degli investimenti adoperata per gestire l’incertezza correlata alle possibili evoluzioni di scenario (Miller e Waller, 2003). Rispetto all’approccio “canonico”, di tipo statico, che considera l’attualizzazione dei flussi di cassa dell’investimento prevedibili per il più probabile scenario futuro, la ROA, allorché sia possibile trasformare l’incertezza in rischio, permette di svolgere l’analisi per differenti soluzioni di progetto, denominate opzioni (Bulan et al., 2009; Morano et al., 2014).

Le formulazioni analitiche della ROA sono molteplici (Leung e Hui, 2002). In questo lavoro è impiegato il modello binomiale (Cox et al., 1979), che considera le evoluzioni del valore iniziale dell’investimento attraverso stati probabilistici di tipo moltiplicativo, definiti dai coefficienti  $u$  (“up”) e  $d$  (“down”) i quali rappresentano, rispettivamente, l’evoluzione dello stato iniziale verso uno scenario favorevole o verso uno scenario sfavorevole. La misura dei coefficienti  $u > 1$  e  $d < 1$  è il risultato dell’analisi del rischio dell’investimento, calcolato statisticamente mediante un indice di dispersione, che identifica la volatilità ( $\sigma$ ) insita

nell’investimento stesso (Dixit, 1992). Stimato il rischio, la definizione dei possibili stati di evoluzione avviene con le espressioni matematiche:

$$\begin{cases} u = e^{\sigma\sqrt{dt}} \\ d = e^{-\sigma\sqrt{dt}} \end{cases} \quad (4)$$

dove  $e$  è il numero di Nepero,  $\sigma$  la volatilità dell’investimento e  $dt$  l’intervallo temporale considerato tra le successive evoluzioni di scenario.

Con l’impiego dei coefficienti  $u$  e  $d$  il valore iniziale dell’investimento assume una tipica struttura ad albero (denominato albero degli scenari), derivata dall’analisi reticolare.

Nel modello elaborato, la stima della volatilità ( $\sigma$ ) è effettuata considerando la variazione dei tassi di rivalutazione/svalutazione delle quotazioni semestrali pubblicate dall’Osservatorio del Mercato Immobiliare (OMI) dell’Agenzia delle Entrate per la fascia OMI, la città e la destinazione d’uso presa in considerazione (Tajani e Morano, 2018). I tassi di rivalutazione/svalutazione sono determinati come:

$$R_t = \ln \frac{V_t}{V_{t-1}} \quad (5)$$

dove  $R_t$  è il tasso di rivalutazione/svalutazione dei valori di mercato rilevati, riferito al periodo  $t$ , mentre  $V_t$  (risp.  $V_{t-1}$ ) è il valore di mercato relativo al periodo  $t$  (risp.  $t-1$ ).

La volatilità è poi determinata attraverso il metodo *exponentially-weighted moving average* (EWMA) (Lowry et al., 1992; Lucas e Saccucci, 1990; Winters, 1960; Tajani et al., 2019), che nella classica formula della deviazione standard – indicatore di dispersione che esprime la rischiosità dell’investimento – consente di attribuire un peso maggiore alle informazioni più prossime al momento della valutazione. Pertanto, la volatilità è calcolata mediante Eq. (6).

$$\sigma_i = \sqrt{(1 - \lambda) \cdot \sum_{t=1}^T \lambda^{t-1} \cdot (R_t - \bar{R})^2} \quad (6)$$

dove  $\sigma_i$  è la volatilità della serie storica dei tassi di rivalutazione/svalutazione periodici,  $\lambda$  il fattore *decay*, generalmente fissato pari a 0,94 (Best, 2000),  $\bar{R}$  il valore medio della serie storica dei tassi di rivalutazione/svalutazione periodici e  $T$  l’ampiezza temporale della serie storica dei tassi di rivalutazione/svalutazione periodici.

Rispetto alla formula classica della deviazione standard, il metodo EWMA consente, da una parte, di superare problemi di leptocurtosi (*fat-tailness*), che di frequente caratterizzano la distribuzione dei rendimenti dell’investimento; dall’altra, permette di evitare la maggiore complessità dei modelli econometrici con eteroschedasticità condizionale (GARCH), che, sebbene presentino una maggiore accuratezza statistica rispetto al metodo EWMA – il fattore *decay* viene determinato in maniera endogena dal

modello, ovvero non è fissato a priori come nel metodo EWMA -, richiedono un maggiore numero di dati per l'implementazione. Va sottolineato, comunque, che l'evidenza empirica non mostra una migliore capacità previsiva dei modelli GARCH rispetto al metodo EWMA (Resti e Sironi, 2008).

Determinata dunque la volatilità tramite il metodo EWMA, è possibile costruire, mediante le formule di Eq. (4), l'albero degli scenari in base all'approccio binomiale, considerando quale variabile evolutiva la variazione del valore attuale dei flussi di cassa dell'investimento ( $Z$ ), pari alla somma dei canoni attualizzati e percepiti nel periodo di possesso dell'immobile ( $m - n$ ) e l'eventuale rivalutazione/svalutazione immobiliare attesa dall'investimento. Poiché la  $r$  costituisce l'incognita del problema, si ipotizza, ai soli fini della costruzione del trend evolutivo del valore  $Z$ , che il saggio di sconto  $r$  coincida con il saggio di attualizzazione  $r'$ . Questa condizione consente di ottenere Eq. (7).

$$Z = Ca \cdot \left[ \frac{(1+r)^{m-n} - 1}{r' \cdot (1+r)^m} \right] + V \cdot \frac{(1+rv)^{m-n} - 1}{(1+r)^m} \quad (7)$$

Se si ipotizza che siano noti tutti i parametri in Eq. (7) – si è detto in precedenza che costituiscono variabili esogene – ad eccezione dell'*exit time* ( $m$ ), è possibile dimostrare che, poiché la vendita sarà esercitata nell'anno in cui tale opzione risulterà economicamente più conveniente, esiste una relazione univoca tra la volatilità dell'investimento ( $\sigma$ ) e l'*exit time* ( $m$ ). La dimostrazione si ha calcolando, nell'albero degli scenari, il valore attuale dei flussi di cassa al primo anno, poi al secondo, poi al terzo e così via, e assumendo che l'opzione di vendita dell'immobile si attui nella situazione più pessimistica ( $d_i \cdot Z$ ), ovvero percorrendo il ramo dell'albero degli scenari che individua l'evoluzione peggiore dell'investimento immobiliare. Dal calcolo si ricava che, per un certo valore della volatilità, il valore  $d_i \cdot Z$  dell'investimento – ottenuto nello scenario più pessimistico, facendo variare  $i$  progressivamente in maniera crescente – ha un andamento che univocamente definisce un valore massimo: quell'anno rappresenterà il momento ( $i = m$ ) in cui conviene vendere l'immobile. Oltre l'anno  $m$ , il valore  $d^i \cdot Z$  dell'investimento tornerà a decrescere. Inoltre, se si analizzasse il percorso evolutivo descritto dal ramo dell'albero degli scenari immediatamente superiore a quello più pessimistico ( $u \cdot d^{i-1} \cdot Z$ ), si osserverebbe che non cambia l'anno nel quale l'esercizio dell'opzione di vendita dell'immobile permetterebbe la massimizzazione dei profitti. Analogamente, se sui rami dell'albero si esaminano i percorsi che descrivono le evoluzioni di scenario via via più favorevoli ( $u^2 \cdot d^{i-2} \cdot Z$ ,  $u^3 \cdot d^{i-3} \cdot Z$ ,  $u^4 \cdot d^{i-4} \cdot Z$ , ...), risulta che l'anno più conveniente per la dismissione dell'investimento è sempre lo stesso anno  $m$ . L'anno  $m$  rappresenta perciò il momento in cui, indipendentemente dallo scenario più o meno favorevole, conviene vendere l'immobile (Manganelli et al., 2014). In Figura 1 è rappresentata, a titolo esemplificativo, una possibile evoluzione dell'albero degli scenari per il valore at-

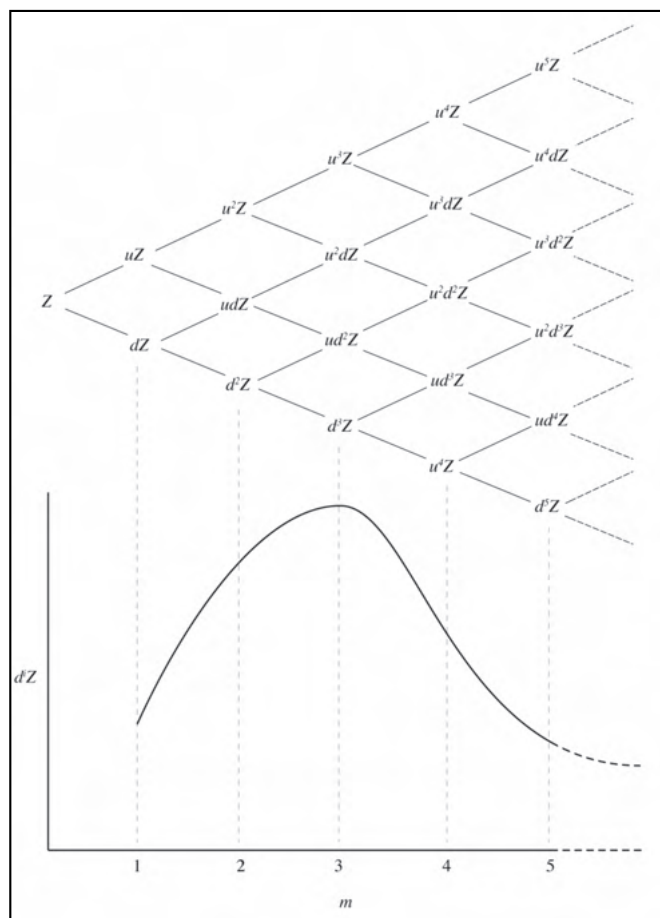


Figura 1 - Ipotesi di evoluzione dell'albero degli scenari con  $m = 3$ .

tuale dei flussi di cassa  $Z$ , ipotizzando che l'*exit time* ideale per l'investitore si verifichi al terzo anno.

In ragione di quanto illustrato e avendo fissato la convenienza economica quale unico criterio per la definizione dell'anno di dismissione dell'investimento, la vendita può non essere trattata come un'opzione reale. Un'opzione infatti può essere definita come la facoltà del decisore di esercitare una scelta in determinate condizioni evolutive, scelta alla quale la ROA è in grado di attribuire un valore. Nell'analisi svolta, invece, la vendita all'anno  $m$  non ha alternative più convenienti in nessuno scenario o ramo dell'albero, giacché con le assunzioni fatte diventa un obbligo, per il normale investitore, vendere in quell'anno.

Pertanto, il modello che si propone prevede che l'*exit time* ideale per l'investitore ( $m$ ) sia stimato mediante una funzione di massimizzazione dell'evoluzione del valore attuale dei flussi di cassa dell'investimento, considerando la situazione più pessimistica. Indicando con  $i$  lo  $i$ -esimo anno di evoluzione del valore dei flussi di cassa ( $i > n$ ) è possibile scrivere Eq. (8).

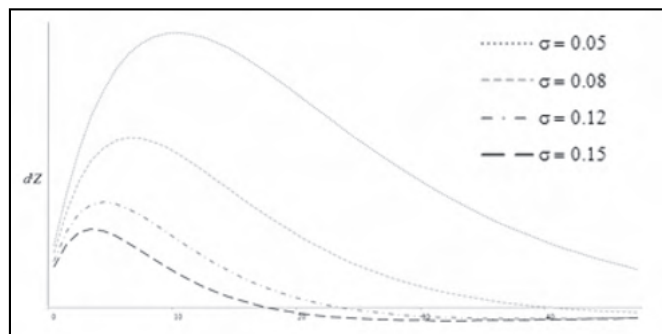
$$m = \max(d^i \cdot Z) \quad (8)$$

**Tabella 1 - Equazioni del modello**

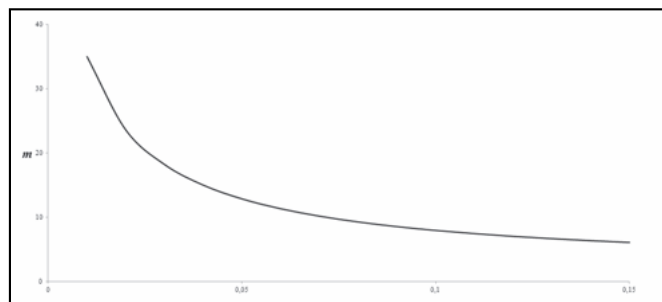
(I)	$r = \sqrt[n]{V \cdot \left[ 1.10 - \frac{(1+rv)^{m-n}}{(1+r')^{m-n}} \right] \cdot \frac{r' \cdot (1+r')^m}{Ca \cdot [(1+r)^{m-n} - 1]} - 1}$	saggio di sconto/premio (variabile del modello)
(II)	$\sigma_i = \sqrt{(1-\lambda) \cdot \sum_{t=1}^T \lambda^{t-1} \cdot (R_t - \bar{R})^2}$	volatilità della serie storica dei tassi di rivalutazione/svalutazione ( $R_t = \ln(V_t/V_{t-1})$ )
(III)	$Z = Ca \cdot \left[ \frac{(1+r)^{m-n} - 1}{r' \cdot (1+r)^m} \right] + V \cdot \frac{(1+rv)^{m-n} - 1}{(1+r)^m}$	valore attuale dei flussi di cassa (canoni di locazione + capital gain) dell'investimento
(IV)	$d = e^{-\sigma \cdot \sqrt{at}}$	coefficiente di evoluzione pessimistica del valore d'investimento
(V)	$m = \max(d^i \cdot Z) \quad \text{con } i > n$	exit time ideale per l'investitore
(VI)	$\Delta = \frac{1}{(1+r)^n}$	coefficiente di sconto (o di premio) per la determinazione del valore di vendita forzata

Inoltre, al crescere della volatilità diminuisce l'exit time ideale per l'investitore: all'aumentare della rischiosità, conviene detenere l'investimento per un numero minore di anni.

In Figura 2 è riportata la variazione del valore  $d^i \cdot Z$  per diversi valori della volatilità, assegnando i parametri dell'Eq. (7) con riferimento ad un caso esemplificativo. Mediante l'algoritmo di Eq. (8) che esprime la funzione di massimizzazione dei profitti conseguibili dall'investimento considerato, è individuato il massimo della funzione  $d^i \cdot Z$ , ed il corrispondente anno di conveniente dismissione dell'immobile.



**Figura 2 - Evoluzione del valore Z per diversi valori della volatilità ( $\sigma$ ).**



**Figura 3 - Evoluzione dell'exit time ( $m$ ) per diversi valori della volatilità ( $\sigma$ ).**

Costruita con gli stessi dati della Figura 2, la Figura 3 mostra che la relazione tra  $\sigma$  ed  $m$  è coerente con aspettative per cui, all'aumentare di  $\sigma$ , e quindi della rischiosità dell'investimento, corrisponde una riduzione dell'exit time ideale dell'immobile.

### 4.3 Algoritmo del modello sviluppato

In Tabella 1 sono riportate le equazioni del modello proposto per la stima del coefficiente di sconto/premio ( $\Delta$ ), specificando la sequenza di calcolo delle relazioni funzionali – da (I) a (VI) –, mentre in Tabella 2 sono riepilogate le variabili esogene, necessarie per la sua implementazione.

## 5. APPLICAZIONE DEL MODELLO

La validità del modello proposto è di seguito testata mediante la sua applicazione al contesto italiano. L'output è la costruzione di un abaco dei coefficienti di sconto  $\Delta = 1/(1+r)^n$  per la stima del valore di vendita forzata a partire dal valore di mercato. In particolare, l'applicazione considera i reali tempi di vendita ( $n$ ) – dalla consegna della perizia di stima da parte del consulente tecnico d'Ufficio all'aggiudicazione del bene in fase d'asta – rilevati per i centoquaranta tribunali italiani (Associazione T.S.E.I., 2018) ed aggiornati al 2019.

Ottenuto  $n$  per ciascun tribunale, i dati necessari per l'implementazione del modello sono stati ricavati a partire

**Tabella 2 - Variabili esogene del modello**

$n$	durata (in anni) della procedura amministrativa - dalla stima peritale all'aggiudicazione
$Ca$	canone di mercato annuo
$V$	valore di mercato
$r'$	saggio di attualizzazione annuo
$rv$	saggio di rivalutazione/svalutazione annuo

dalle quotazioni OMI pubblicate dall’Agenzia delle Entrate, con riferimento alle destinazioni residenziale e commerciale ed alla fascia “centrale” (fascia OMI “B”), “semicentrale” (fascia OMI “C”) e “periferica” (fascia OMI “D”). L’analisi è stata condotta per le centoquaranta città in cui i tribunali hanno sede.

Il canone di mercato annuo ( $C_a$ ) ed il valore di mercato ( $V$ ) sono relativi alle quotazioni medie OMI del II semestre 2019 per la città, la fascia e la destinazione considerate.

Il tasso di attualizzazione ( $r'$ ) è posto pari al tasso di capitalizzazione medio OMI calcolato per il II semestre 2019, ovvero al rapporto tra il canone medio di mercato annuo ( $C_a$ ) ed il valore medio di mercato ( $V$ ) deducibili dalle relative forchette OMI. Il tasso di rivalutazione  $rv$  è posto pari alla media della serie storica dei tassi di rivalutazione/svalutazione delle quotazioni di compravendita elaborate dall’OMI negli ultimi tre anni analizzati (periodo I semestre 2017 – II semestre 2019).

Il periodo di riferimento ( $T$ ) per la stima della volatilità ( $\sigma$ ) della serie storica delle variazioni dei tassi di rivalutazione/svalutazione delle quotazioni immobiliari è il I semestre 2005-II semestre 2019, ovvero l’arco temporale per il quale l’Agenzia delle Entrate ha reso disponibili sul proprio sito i dati economici necessari per l’applicazione del modello proposto.

I risultati ottenuti dall’applicazione del modello sviluppato si prestano ad interessanti considerazioni.

Complessivamente, il coefficiente di sconto varia da un minimo del 2% (città di Nola, fascia OMI periferica, destinazione d’uso residenziale) ad un massimo del 93% (città di Gela, fascia OMI semicentrale, destinazione d’uso commerciale), mentre il coefficiente di premio, riscontrato in otto casi del campione analizzato, va da un minimo del 3% (città di Novara, fascia OMI semicentrale, destinazione

d’uso residenziale) ad un massimo del 47% (città di Nuoro, fascia OMI centrale, destinazione d’uso commerciale).

A livello regionale (si veda Fig. 4), per la destinazione d’uso residenziale si è ottenuto un coefficiente di sconto medio del 36%, un valore massimo del 46% (Sicilia) ed uno minimo del 23% (Trentino Alto Adige e Valle d’Aosta); per la destinazione commerciale, il modello ha restituito un coefficiente di sconto medio pari al 40%, un valore massimo del 51% (Marche) ed un valore minimo del 23% (Trentino Alto Adige). Si denota dunque una riduzione del valore di mercato per la formazione del prezzo di aggiudicazione leggermente maggiore per la destinazione d’uso commerciale, probabilmente a causa della maggiore attenzione prestata al segmento residenziale in questa fase congiunturale. Si osservi inoltre che il coefficiente di sconto medio stimato dal modello per l’intero campione in analisi, pari al 39%, conferma in pieno il valore registrato dai player di mercato a livello nazionale per il 2019, pari al 41% (Astasy, 2019).

Nelle Tabelle 3 e 4 sono riportati i coefficienti di sconto medi determinati dal modello per macro-area geografica (Nord-est, Nord-ovest, Centro, Sud e Isole), fascia OMI (centrale, semicentrale e periferica) all’interno della città e per destinazione d’uso (residenziale e commerciale): nel Nord dell’Italia il modello restituisce un coefficiente di sconto inferiore rispetto alla media nazionale, al contrario di quanto avviene per il Centro Italia, che si caratterizza per le riduzioni maggiori a livello nazionale. I coefficienti di sconto determinati per il Sud Italia sono piuttosto allineati con la media nazionale, mentre per le Isole si denotano coefficienti di sconto quasi sempre maggiori del dato medio nazionale.

Contrariamente a quanto ci si potrebbe aspettare, i coefficienti di sconto medi restituiti dal modello per le fasce

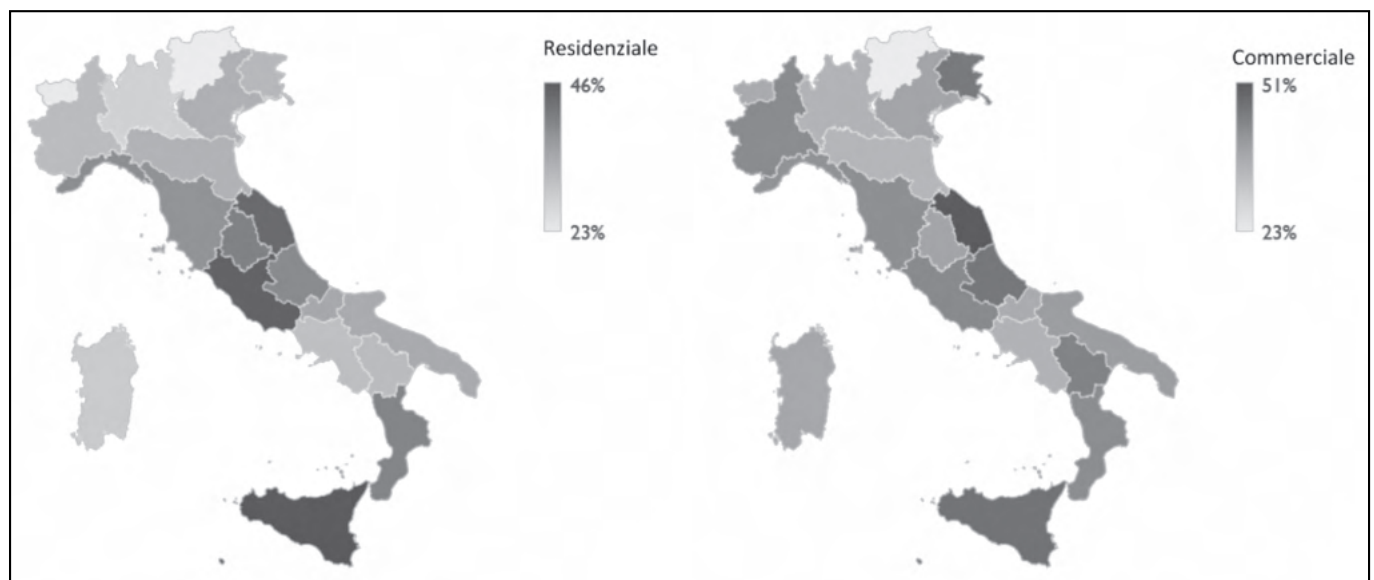


Figura 4 - Media regionale del coefficiente di sconto ottenuto dall’implementazione del modello.



**Tabella 3 - Coefficienti di sconto medi per la destinazione d'uso residenziale suddivisi per macro-area geografica e fascia OMI**

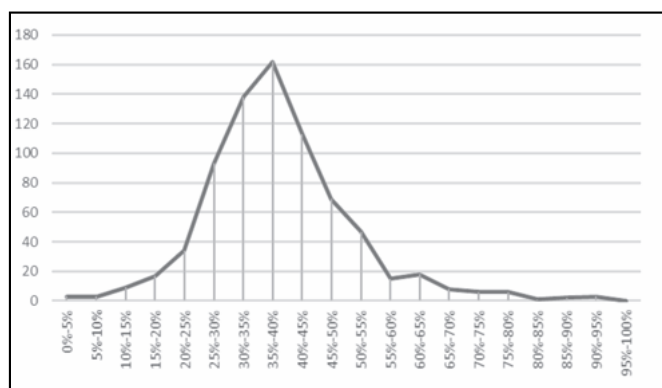
Area	Residenziale		
	Centrale	Semicentrale	Periferica
Nord-est	31%	32%	31%
Nord-ovest	32%	30%	28%
Centro	42%	39%	43%
Sud	38%	34%	33%
Isole	37%	42%	46%
Italia	36%	35%	36%

**Tabella 4 - Coefficienti di sconto medi per la destinazione d'uso commerciale suddivisi per macro-area geografica e fascia OMI**

Area	Commerciale		
	Centrale	Semicentrale	Periferica
Nord-est	38%	36%	34%
Nord-ovest	41%	39%	36%
Centro	45%	44%	42%
Sud	42%	39%	39%
Isole	41%	50%	43%
Italia	42%	41%	39%

OMI centrale, semicentrale e periferica sono prossimi fra loro: questo fenomeno indica che il patrimonio immobiliare oggetto delle procedure giudiziarie è piuttosto omogeneo in termini di appetibilità mercantile.

Analizzando esclusivamente i coefficienti di sconto (Fig. 5), è possibile osservare una distribuzione normale con un valor medio su base nazionale del 39% e con oltre il 55% dei coefficienti posizionati nel range 30-45%.



**Figura 5 - Analisi per cluster dei coefficienti di sconto stimati dal modello.**

## 6. CONCLUSIONI

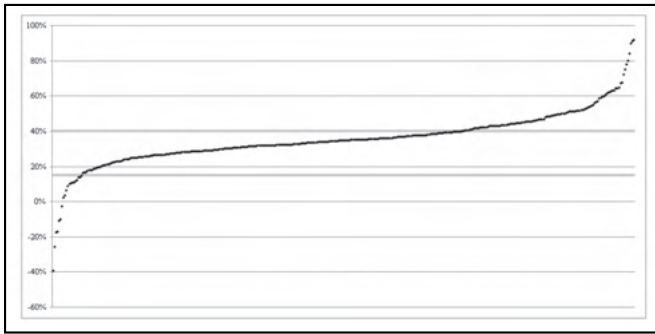
Un recente rapporto del Fondo Monetario Internazionale ha messo in risalto che la lentezza e l'eccessiva burocra-tizzazione del sistema giudiziario sono tra le principali cause di reticenza degli investimenti delle imprese estere (www.esteri.it) nel settore immobiliare italiano.

Per quanto concerne le procedure relative a fallimenti ed esecuzioni immobiliari, sebbene siano stati fatti diversi tentativi negli ultimi anni per contenere le tempistiche, armonizzare le procedure nei vari tribunali e garantire una maggiore trasparenza informativa, i dati statistici evidenziano che la persistente "macchinosità" delle fasi continua ad inficiarne l'efficienza. L'incertezza sui tempi e sulle convenienze delle operazioni determina una partecipazione limitata dei potenziali investitori alle aste immobiliari: si riscontra un permanente scetticismo rispetto a questa tipologia di mercato, attribuibile alla scarsa trasparenza ed all'avversione generalizzata nei confronti delle procedure che sovente lo caratterizzano e che, ai più, risultano di scarsa comprensione. Con la conseguenza che, di frequente, le aste diventano prerogativa di operatori privati che, prediligendo un comportamento speculativo, acquistano pacchetti di immobili a prezzi altamente convenienti rispetto ai reali valori di mercato. Il modello sviluppato e testato nel presente lavoro mira a fornire un supporto logico-operativo sistematico per la stima del valore di vendita forzata a partire dal valore di mercato, in modo da garantire all'acquirente la convenienza dell'operazione, in ragione dei rendimenti conseguibili e dei rischi specifici del contesto di riferimento.

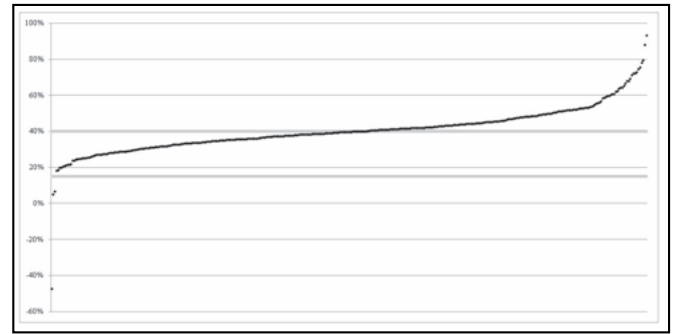
La struttura matematica del modello mutua le equazioni del bilancio finanziario di Ellwood per un investimento immobiliare e quelle dell'analisi del rischio proprie della ROA, mentre la matrice logica richiama un principio cardine della dottrina estimativa classica italiana, quello della "permanenza delle condizioni", secondo il quale ogni operazione economica si svolge in base alle informazioni note nel momento della valutazione ed all'evoluzione del mercato attesa dai compratori e dai venditori. Questo principio connota tutti gli step della costruzione del modello proposto. Si ritrova: nelle assunzioni di base dell'algoritmo; nell'impiego dell'EWMA per la stima della volatilità dei tassi di rivalutazione/svalutazione immobiliare, che consente di dare un peso maggiore alle informazioni più prossime al momento della valutazione; nella determinazione dell'*exit time*, ovvero del momento in cui all'investitore conviene rivendere l'immobile acquistato all'asta; nell'approccio empirico impiegato per la determinazione dei saggi sconto (*r*) contestualizzati alle città italiane oggetto di studio.

L'implementazione del modello sulle tre fasce OMI (centrale, semicentrale e periferica) delle centoquaranta città italiane in cui hanno sede i tribunali e per le destinazioni d'uso residenziale e commerciale ha permesso di costruire un abaco dei coefficienti di sconto (o di premio), riportato in Appendice. Le implicazioni pratiche del-





**Figura 6** - Confronto tra il trend dei coefficienti di sconto (o premio) stimati per la destinazione d'uso residenziale del caso studio analizzato e l'intervallo di sconto ordinariamente ammissibile alla prima asta.



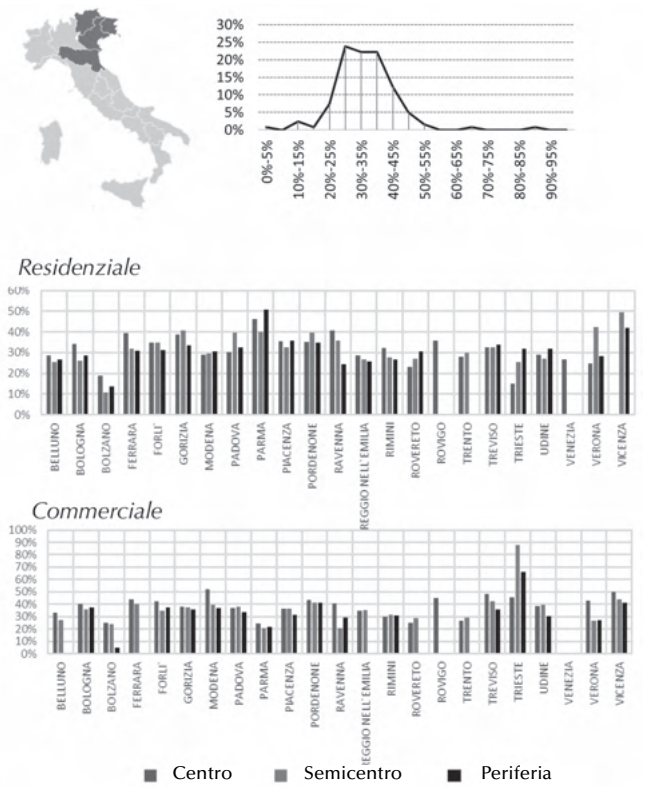
**Figura 7** - Confronto tra il trend dei coefficienti di sconto (o premio) stimati per la destinazione d'uso commerciale del caso studio analizzato e l'intervallo di sconto ordinariamente ammissibile alla prima asta.

l'abaco concernono essenzialmente la possibilità di contenere i tempi delle procedure di vendita all'asta, facendo in modo che l'aleatorietà insita in questo sub-mercato immobiliare sia superata dalla trasparenza dei valori limite

di convenienza per la città, per la fascia OMI e per la destinazione d'uso in analisi per tutti i soggetti coinvolti (giudici, operatori di mercato, consulenti tecnici d'Ufficio). L'applicazione ha evidenziato l'estrema variabilità dei co-

**Appendice: Abaco dei coefficienti di sconto / premio**

Nord Est Città	Residenziale			Commerciale		
	Centro	Semic.	Periferia	Centro	Semic.	Periferia
BELLUNO	28%	25%	27%	33%	27%	-
BOLOGNA	34%	26%	29%	40%	36%	38%
BOLZANO	19%	11%	14%	25%	24%	5%
FERRARA	39%	32%	31%	44%	40%	-
FORLÌ	35%	35%	31%	42%	34%	38%
GORIZIA	39%	41%	34%	38%	37%	36%
MODENA	29%	30%	30%	52%	40%	37%
PADOVA	30%	40%	32%	37%	38%	34%
PARMA	46%	40%	51%	24%	21%	22%
PIACENZA	35%	32%	36%	36%	36%	31%
PORDENONE	35%	40%	35%	44%	41%	41%
RAVENNA	41%	36%	24%	41%	20%	29%
REGGIO NELL'EMILIA	29%	27%	26%	35%	35%	-
RIMINI	32%	28%	27%	30%	32%	31%
ROVERETO	23%	27%	30%	25%	29%	-
ROVIGO	36%	-	-	45%	-	-
TRENTO	28%	30%	-	27%	30%	-
TREVISO	33%	33%	34%	48%	42%	36%
TRIESTE	15%	25%	32%	46%	88%	66%
UDINE	29%	27%	32%	39%	39%	31%
VENEZIA	27%	-	-	-	-	-
VERONA	25%	42%	28%	43%	26%	27%
VICENZA	-	50%	42%	50%	44%	41%



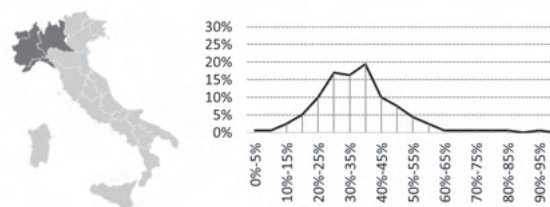
efficienti in ragione del contesto analizzato, sebbene il range di riduzione percentuale del valore di mercato stimato in perizia alla prima asta, compreso tra il 15% per il prezzo a base d'asta ed il 40% (=15%+25%) per l'offerta minima (art. 13, co. 1, lett. r della L. 132/2015) venga soddisfatto nel 65% dei casi analizzati per la destinazione residenziale (Fig. 6) e nel 52% per la destinazione commerciale (Fig. 7). In accordo con il principio della permanenza delle condizioni, che considera una realtà dinamica e mutevole nel tempo, i coefficienti di sconto (o di premio) riportati nell'abaco in Appendice non sono fissi, e dovranno essere periodicamente aggiornati mediante i dati storici che l'OMI dell'Agenzia delle Entrate renderà disponibili sul suo sito nei semestri futuri.

Oltre alle ipotesi introdotte per l'elaborazione del modello proposto, è opportuno richiamare un'assunzione implicita dell'algoritmo sviluppato, ovvero che il valore stimato dal consulente tecnico d'Ufficio in perizia rappre-

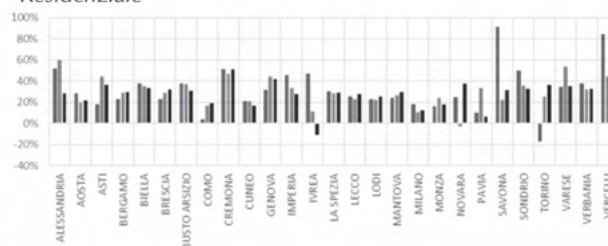
senti effettivamente il più probabile valore di mercato dell'immobile. Sarebbe perciò opportuno che il potenziale acquirente abbia adeguate competenze valutative, o che si faccia supportare da un estimatore esperto qualificato e/o certificato, al fine di verificare la correttezza della metodologia descritta nella relazione del tecnico d'Ufficio e l'attendibilità del valore di mercato stimato. Infine, si evidenzia che la metodologia proposta nel presente lavoro ha prodotto un abaco di coefficienti di sconto (o di premio) "medi" per la fascia OMI considerata: ulteriori approfondimenti potranno riguardare l'inclusione nell'analisi di caratteristiche intrinseche (superficie, livello di piano, stato manutentivo, situazione locativa, ecc.) che possono influenzare la rischiosità specifica e dunque lo sconto (o il premio) da applicare al valore di mercato per la stima del prezzo di aggiudicazione, che definisce la soglia di convenienza minima per lo specifico investitore interessato all'asta.

## Segue: Appendice: Abaco dei coefficienti di sconto / premio

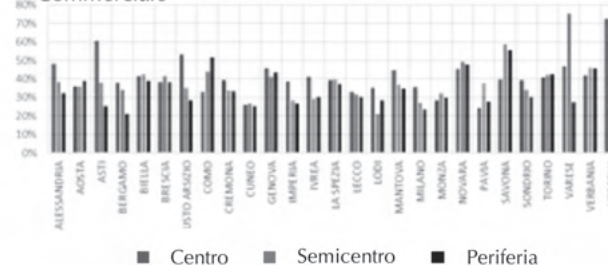
Nord Ovest Città	Residenziale			Commerciale		
	Centro	Semic.	Periferia	Centro	Semic.	Periferia
ALESSANDRIA	52%	60%	29%	48%	38%	32%
AOSTA	28%	20%	22%	36%	36%	39%
ASTI	18%	44%	37%	60%	38%	26%
BERGAMO	23%	29%	29%	38%	34%	21%
BIELLA	38%	35%	34%	42%	43%	39%
BRESCIA	23%	29%	32%	39%	41%	38%
BUSTO ARSIZIO	38%	37%	31%	53%	35%	29%
COMO	4%	17%	19%	33%	44%	52%
CREMONA	51%	47%	51%	40%	34%	34%
CUNEO	21%	21%	17%	26%	27%	25%
GENOVA	31%	44%	42%	46%	41%	44%
IMPERIA	46%	33%	28%	39%	28%	27%
IVREA	47%	11%	-11%	41%	29%	30%
LA SPEZIA	30%	29%	29%	39%	40%	37%
LECCO	25%	23%	28%	33%	32%	30%
LODI	23%	22%	26%	35%	21%	29%
MANTOVA	24%	26%	30%	45%	37%	35%
MILANO	18%	10%	12%	36%	27%	24%
MONZA	16%	24%	18%	29%	32%	30%
NOVARA	25%	-3%	38%	45%	49%	48%
PAVIA	10%	33%	6%	25%	38%	28%
SAVONA	91%	23%	32%	40%	59%	55%
SONDRIO	50%	36%	33%	40%	34%	30%
TORINO	-17%	25%	37%	41%	42%	43%
VARESE	34%	54%	35%	47%	75%	27%
VERBANIA	37%	32%	33%	42%	46%	46%
VERCELLI	84%	45%	53%	73%	59%	65%



### Residenziale

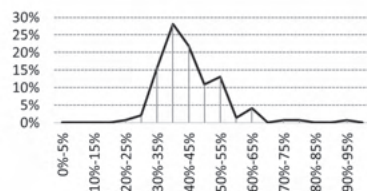


### Commerciale

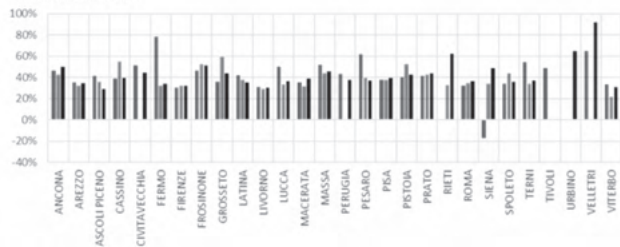


Segue: Appendice: Abaco dei coefficienti di sconto / premio

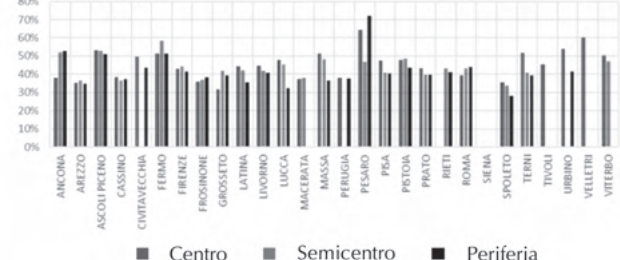
Città	Residenziale			Commerciale		
	Centro	Semic.	Periferia	Centro	Semic.	Periferia
ANCONA	46%	42%	50%	38%	52%	53%
AREZZO	35%	32%	35%	35%	37%	35%
ASCOLI PICENO	41%	36%	29%	53%	53%	51%
CASSINO	39%	55%	39%	38%	37%	37%
CIVITAVECCHIA	51%	-	44%	50%	-	43%
FERMO	78%	32%	34%	51%	58%	51%
FIRENZE	30%	32%	32%	43%	44%	41%
FROSINONE	46%	52%	51%	36%	37%	38%
GROSSETO	36%	59%	43%	32%	42%	39%
LATINA	42%	38%	35%	44%	42%	36%
LIVORNO	31%	29%	30%	45%	42%	41%
LUCCA	50%	33%	36%	48%	45%	32%
MACERATA	35%	31%	39%	37%	38%	-
MASSA	52%	44%	45%	51%	48%	37%
PERUGIA	43%	-	38%	38%	-	38%
PESARO	61%	39%	37%	64%	47%	72%
PISA	38%	38%	39%	47%	41%	41%
PISTOIA	40%	52%	43%	48%	49%	44%
PRATO	41%	42%	43%	43%	40%	40%
RIETI	-	33%	62%	-	43%	41%
ROMA	32%	35%	36%	39%	43%	44%
SIENA	-17%	34%	49%	-	-	-
SPOLETO	34%	43%	36%	36%	34%	28%
TERNI	54%	34%	37%	52%	41%	39%
TIVOLI	49%	-	-	45%	-	-
URBINO	-	-	64%	54%	-	41%
VELLETRI	65%	-	92%	60%	-	-
VITERBO	34%	21%	31%	50%	47%	-



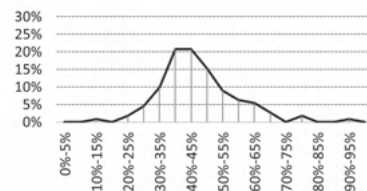
Residenziale



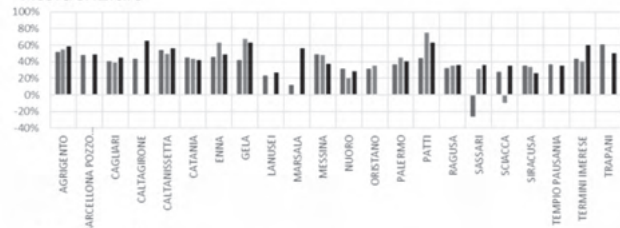
Commerciale



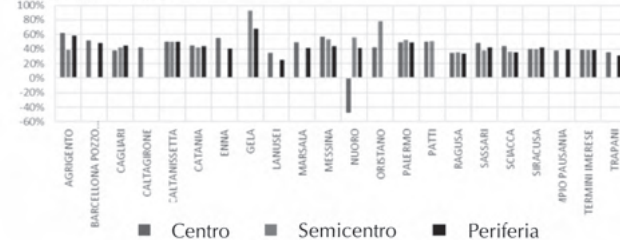
Città	Residenziale			Commerciale		
	Centro	Semic.	Periferia	Centro	Semic.	Periferia
AGRIGENTO	52%	54%	59%	62%	39%	59%
BARCELLONA POZZO GOTTO	48%	-	49%	52%	-	48%
CAGLIARI	40%	39%	45%	38%	42%	45%
CALTAGIRONE	43%	-	65%	43%	-	-
CALTANISSETTA	54%	50%	56%	50%	50%	50%
CATANIA	45%	43%	42%	45%	42%	44%
ENNA	45%	63%	49%	55%	-	40%
GELA	42%	67%	63%	-	93%	68%
LANUSEI	23%	-	27%	34%	-	25%
MARSALA	12%	-	57%	49%	-	41%
MESSINA	48%	48%	38%	57%	54%	44%
NUORO	32%	20%	28%	-47%	56%	41%
ORISTANO	32%	35%	-	42%	78%	-
PALERMO	37%	45%	40%	49%	52%	49%
PATTI	44%	75%	63%	50%	51%	-
RAGUSA	32%	35%	36%	35%	36%	34%
SASSARI	-26%	32%	36%	48%	38%	42%
SCIACCA	28%	-10%	35%	44%	36%	36%
SIRACUSA	35%	34%	26%	39%	40%	42%
TEMPIO PAUSANIA	37%	-	35%	38%	-	40%
TERMINI IMERESE	43%	40%	60%	39%	39%	39%
TRAPANI	61%	-	50%	36%	-	32%



Residenziale

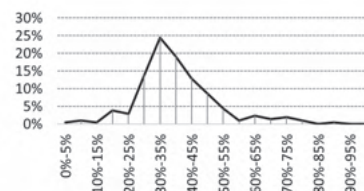


Commerciale

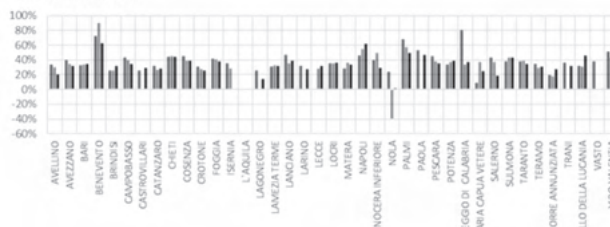


Segue: Appendice: Abaco dei coefficienti di sconto / premio

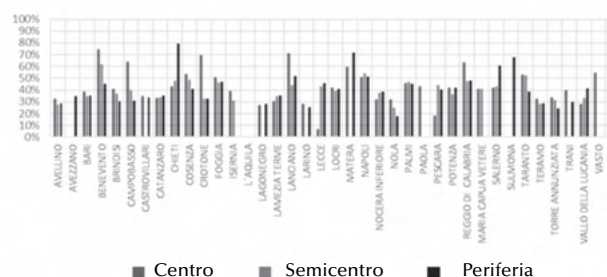
Sud Città	Residenziale			Commerciale		
	Centro	Semic.	Periferia	Centro	Semic.	Periferia
AVELLINO	33%	30%	21%	33%	28%	29%
AVEZZANO	39%	34%	32%	-	-	35%
BARI	33%	33%	35%	39%	35%	35%
BENEVENTO	72%	90%	62%	74%	62%	45%
BRINDISI	25%	26%	32%	41%	37%	31%
CAMPOBASSO	43%	40%	34%	64%	40%	31%
CASTROVILLARI	26%		29%	35%	-	33%
CATANZARO	32%	27%	28%	33%	34%	35%
CHIETI	44%	45%	45%	43%	48%	79%
COSENZA	45%	39%	39%	53%	49%	41%
CROTONE	31%	27%	26%	69%	33%	33%
FOGGIA	42%	41%	38%	51%	46%	47%
ISERNIA	36%	28%	-	39%	31%	-
L'AQUILA	-	-	-	-	-	-
LAGONEGRO	26%	-	14%	27%	-	28%
LAMEZIA TERME	31%	33%	32%	30%	35%	35%
LANCIANO	47%	35%	39%	71%	44%	52%
LARINO	32%	-	27%	28%	-	25%
LECCE	-	29%	32%	7%	43%	46%
LOCRI	36%	35%	36%	42%	39%	41%
MATERA	29%	36%	34%	59%	-	72%
NAPOLI	23%	28%	31%	25%	27%	26%
NOCERA INFERIORE	40%	49%	29%	32%	37%	39%
NOLA	24%	-39%	2%	32%	25%	18%
PALMI	68%	57%	49%	46%	47%	45%
PAOLA	53%	-	47%	43%	-	-
PESCARA	45%	38%	35%	18%	44%	40%
POTENZA	33%	37%	39%	42%	36%	42%
REGGIO CALABRIA	80%	34%	37%	63%	47%	48%
S. MARIA CAPUA VETERE	9%	37%	25%	41%	41%	-
SALERNO	43%	37%	19%	42%	43%	60%
SULMONA	38%	43%	43%		-	68%
TARANTO	38%	39%	34%	53%	53%	39%
TERAMO	34%	29%	31%	32%	28%	29%
TORRE ANNUNZIATA	20%	17%	28%	34%	32%	25%
TRANI	36%	-	32%	40%	-	30%
VALLO DELLA LUCANIA	32%	31%	46%	28%	33%	41%
VASTO	38%	-	-	55%	-	-
VIBO VALENTIA	51%	43%	36%	52%	37%	34%



Residenziale



Commerciale



■ Centro ■ Semicentro ■ Periferia



\* **Francesco Tajani**, Dipartimento di Architettura e Progetto, Università Sapienza  
e-mail: francesco.tajani@uniroma1.it (corresponding author)

\*\* **Pierluigi Morano**, Dipartimento di Ingegneria Civile, Ambientale, del Territorio, Edile e di Chimica, Politecnico di Bari  
e-mail: pierluigi.morano@poliba.it

\*\*\* **Marco Locurcio**, Dipartimento di Ingegneria Civile, Ambientale, del Territorio, Edile e di Chimica, Politecnico di Bari  
e-mail: marco.locurcio@poliba.it

\*\*\*\* **Paola Amoruso**, Dipartimento di Management, Finanza e Tecnologia, Università LUM  
e-mail: amoruso@lum.it

### Contributo degli autori

Il lavoro va attribuito in parti uguali agli autori.

### Bibliografia

ALLEN M.T., SWISHER, *An analysis of the price formation process at a HUD auction*, Journal of Real Estate Research, Vol. 20, No. 3, 2000, pp. 279–298.

AMORUSO P., MARIANI M., DIDONATO R., D'AMATO M., *Italian auction market: features of discounted forced sale price*, Real Estate Management and Valuation, Vol. 28, No. 3, 2020, pp. 12–23.

ASSOCIAZIONE BANCARIA ITALIANA, *Linee guida per la valutazione degli immobili in garanzia delle esposizioni creditizie*, 2018.

ASSOCIAZIONE T.S.E.I. *Studio dei tempi dei tribunali italiani in materia di procedure esecutive individuali*, n. 7-18, 24 ottobre 2018.

ASTASY, *Report aste 2019*, 2019.

BEST P., *Implementing value at risk*, John Wiley & Sons, England, 2000.

BORN W., PYHRR S., *Real estate valuation: the effect of market and property cycles*, Journal of Real Estate Research, Vol. 9, No. 4, 1994, pp. 455–485.

BULAN L., MAYER C., TSURIEL SOMERVILLE C., *Irreversible investment, real options, and competition: evidence from real estate development*, Journal of Urban Economics, Vol. 65, 2009, pp. 237–251.

CACCIAMANI C., *Il rischio immobiliare: una soluzione di rating dell'investimento immobiliare*, EGEA, Milano, 2003.

CAMPBELL J.Y., GIGLIO S., PATHAK, *Forced sales and house prices*, The American Economic Review, Vol. 101, No. 5, 2011, pp. 2108–2131.

CANESI R., D'ALPAOS C., MARELLA G., *Forced Sale Values vs. Market Values in Italy*, Journal of Real Estate Literature, Vol. 24, No. 2, 2016, pp. 377–401.

CANESI R., D'ALPAOS C., MARELLA G., *Il valore di vendita forzata degli immobili a garanzia dei crediti*, Rigenerazione urbana, PPP, Smart cities, Vol. 14, 2017, pp. 47–51.

CANESI R., MARELLA G., *Data from RE distressed market: Properties auctions in Italy*, Data in Brief, Vol. 18, 2018, pp. 319–324.

CANNADAY R.E., COLWELL P.F., *Real Estate Valuation Models:*

*Lender and Equity Investor Criteria*, Real Estate Economics, Vol. 14, No. 2, 1986, pp. 316–337.

CARROLL T. M., CLAURETIE T. M., NEILL H.R., *Effect of Foreclosure Status on Residential Selling Price*, Journal of Real Estate Research, Vol. 13, No. 1, 1997, pp. 95–102.

CLAURETIE T.M., DANESHVARY N., *Estimating the house foreclosure discount corrected for spatial price interdependence and endogeneity of marketing time*, Real Estate Economics, Vol. 37, No. 1, 2009, pp. 43–67.

COLWELL P.F., *Tweaking the DiPasquale-Wheaton model*, Journal of Housing Economics, Vol. 11, No. 1, 2002, pp. 24–39.

COX J., ROSS S., RUBINSTEIN M., *Options Pricing: a simplified approach*, Journal of Financial Economics, Vol. 7, No. 3, 1979, pp. 229–263.

COZZI S., ZAMAGNI T., *Economia Politica*, Editrice Il mulino, Bologna, Italia, 1992.

DEL GIUDICE V., PASSERI A., DE PAOLA P., TORRIERI F., *Estimation of risk-return for real estate investments by applying Ellwood's model and real options analysis: an application to the residential real estate market of Naples*, Applied Mechanics and Materials, Vol. 651, 2014, pp. 1570–1575.

DI COCCO E., *La valutazione dei beni economici*, Edizioni Calderini, Bologna, Italia, 1960.

DIXIT A.K., *Investment and hysteresis*, Journal of Economic Perspectives, Vol. 6, No. 1, 1992, pp. 107–132.

DONNER, H., *Foreclosures, Returns and Buyer Intention*, Journal of European Real Estate Research, Vol. 39, No. 2, 2017, pp. 189–213.

DOTZOUR M.G., MOORHEAD E., WINKLER D.T., *The impact of auctions on residential sales prices in New Zealand*, Journal of Real Estate Research, Vol. 16, No. 1, 1998, pp. 57–72.

ELLWOOD L.W., *Ellwood Tables for Real Estate Appraising and Financing*, Ballinger, 1970.

FAMULARO N., *Teoria e pratica delle stime*, Unione tipografico-editrice torinese, Torino, Italia, 1963.

FONTANA R., VIGORITO F., *Le procedure esecutive dopo la riforma: la vendita Immobiliare*. Giuffrè Editore, 2007.

- FORGEY F.A., RUTHERFORD R.C., VANBUSKIRK M.L., *Effect of Foreclosure Status on Residential Selling Price*, Journal of Real Estate Research, Vol. 9, No. 3, 1994, pp. 313–318.
- FORTE C., AND DE ROSSI B., *Principi di Economia ed Estimo*, Etas Libri, Milano, Italia, 1974.
- GIACOMELLI S., ORLANDO T., RODANO G., *Le procedure esecutive immobiliari: il funzionamento e gli effetti delle recenti riforme*, Banca d'Italia, 2018.
- HARDIN W.G., WOLVERTON M.L., *The Relationship between Foreclosure Status and Apartment Price*, Journal of Real Estate Research, Vol. 12, No. 1, 1996, pp. 101–109.
- HOROWITZ J.L., *The Role of the Listing Price in Housing Market: Theory and an Econometric Model*, Journal of Applied Econometrics, Vol. 7, 1992, pp. 115–129.
- HUNGRIA-GUNNELIN R., *Impact of Number of Bidders on Sale Price of Auctioned Condominium Apartments in Stockholm*. International Real Estate Review, Vol. 16, No. 3, 2013, pp. 274–295.
- IMMOBILIARE.IT, *Osservatorio annuale Aste immobiliari, 2020* (scaricabile dal sito internet: <https://www.immobiliare.it/info/ufficio-stampa/2020/aste-immobiliari-l-effetto-covid-si-abbatte-sull-offerta-ma-non-sulla-domanda-2063/>, consultato on line il 08 febbraio 2021).
- KNIGHT J. R., SIRMANS C.F., TURNBULL G.K., *Listing Price Signaling and Buyer Behavior in the Housing Market*, The Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol. 9, No. 3, 1994, pp. 177–192.
- LEUNG B.Y.P., HUI E.C.M., *Option pricing for real estate development: Hong Kong Disneyland*, Journal of Property Investment & Finance, Vol. 20, No. 6, 2002, pp. 473–496.
- LOWRY C.A., WOODALL W.H., CHAMP C.W., RIGDON S.E., *A multivariate exponentially weighted moving average control chart*, Technometrics, Vol. 34, No. 1, 1992, pp. 46–53.
- LUCAS J.M., SACCUCCI M.S., *Exponentially weighted moving average control schemes: properties and enhancements*, Technometrics, Vol. 32, No. 1, 1990, pp. 1–12.
- LUSHT K.M., *A comparison of price brought by English auctions and private negotiations*, Real Estate Economics, Vol. 24, No. 4, 1996, pp. 517–530.
- MANGANELLI B., MORANO P., TAJANI F., *La valutazione del rischio nell'analisi finanziaria di Ellwood per la stima indiretta di immobili urbani*, Aestimium, Vol. 55, 2009, pp. 19–41.
- MANGANELLI B., MORANO P., TAJANI F., *Risk assessment in estimating the capitalization rate*, WSEAS Transactions on Business and Economics, Vol. 11, No. 1, 2014, pp. 197–206.
- MARCUCCI M., PISCHEDDA A., PROFETA V., *Notes on Financial Stability and Supervision: The Changes of the Italian Insolvency and Foreclosure Regulation Adopted in 2015*, Banca d'Italia Eurosystem, 2015.
- MARCUS A., *Discount in Real Estate Auction Price: Evidence from South Florida*, The Appraisal Journal, Vol. 69, 2001, pp. 28–43.
- MAYER C.J., *Assessing the Performance of Real Estate Auction*, Real Estate Economics, Vol. 126, 2003, pp. 41– 66.
- MILLER K.D., WALLER H.G., *Scenarios, Real Options and Integrated Risk Management*, Long Range Planning, Vol. 36, No. 1, 2003, pp. 93–107.
- MORANO P., TAJANI F., MANGANELLI B., *An application of real option analysis for the assessment of operative flexibility in the urban redevelopment*, WSEAS Transactions on Business and Economics, Vol. 11, No. 1, 2014, pp. 476–487.
- ONG S.E., *Price Discovery in Real Estate Auctions: The Story of Unsuccessful Attempts*, Journal of Real Estate Research, Vol. 28, No. 1, 2006, pp. 39–60.
- PENNINGTON-CROSS A., *The value of foreclosed property*, Journal of Real Estate Research, Vol. 28, No. 2, 2006, pp. 193–214.
- PWC, *The Italian NPL market*, June 2020 (scaricabile dal sito internet: <https://www.pwc.com/it/it/publications/npl/doc/The-Italian-NPL-Market-giugno-2020>, consultato on line il 08 febbraio 2021).
- QUAN D.C., *Market mechanism choice and real estate disposition: Search versus Auction*, Real Estate Economics, Vol. 30, No. 3, 2002, pp. 365–384.
- RESTI A., SIRONI A., *Rischio e valore nelle banche*, Egea, Milano, Italia, 2008.
- REVIVA, *Scenario aste immobiliari 2019*, 2019.
- RICS, *RICS Valuation - Professional Standards*, London, UK, 2017.
- SAYCE S.L., *Leisure property: a question of profit?*, Journal of Property Finance, Vol. 6, No. 1, 1995, pp. 7–27.
- SCARDOVI C., BEZZECCHI A., *Banking, Lending and Real Estate*, Routledge, 2019.
- SUSILAWATI C., LIN V.C.C., *Case analysis of auction market in Brisbane housing system*, Pacific Rim Real Estate Conference, Auckland, 2006.
- TAJANI F., MORANO P., *An empirical-deductive model for the assessment of the mortgage lending value of properties as securities for credit exposures*, Journal of European Real Estate Research, Vol. 11, No. 1, 2018, pp. 44–70.
- TAJANI F., MORANO P., SALVO F., DE RUGGIERO M., *An evaluation model for an effective risk assessment in the rent to buy property market*, Property Management, Vol. 38, No. 1, 2019, pp. 124–141.
- TAJANI F., MORANO P., LOCURCIO M., D'ADDABBO N., *Property valuations in times of crisis. Artificial neural networks and evolutionary algorithms in comparison*, Lecture Notes in Computer Science, Vol. 9157, 2015, pp. 194–209.
- WINTERS P.R., *Forecasting sales by exponentially weighted moving averages*. Management Science, Vol. 6, No. 3, 1960, pp. 324–342.
- WONG W.C., LEE J.Y.M., DAUD M.D.N., NG P.L., *Seller ethnicity and property characteristics: Foreclosure sales in Malaysia*, International Journal of Housing Markets and Analysis, Vol. 10, No. 4, 2017, pp. 539–551.

