

QUADERNI DEL PREMIO «GIORGIO ROTA»

N. 3, 2015

THE ECONOMICS OF ILLEGAL
ACTIVITIES AND CORRUPTION



I tre lavori qui pubblicati sono i vincitori della terza edizione (2015) del Giorgio Rota Best Paper Award for Young Researchers sul tema «The Economics of Illegal Activities and Corruption».

Il Premio è stato istituito dal Centro Einaudi in memoria dell'economista torinese che ne era stato uno degli animatori.

Il Centro di Ricerca e Documentazione Luigi Einaudi conduce attività di ricerca in proprio o su commissione di enti nazionali o internazionali, cura siti web e la pubblicazione di periodici, svolge opera di formazione di giovani studiosi e ricercatori, organizza seminari, conferenze, convegni. L'attività è finanziata attraverso il contributo di soci e sostenitori, nonché con i proventi delle ricerche.

Il Centro, che non ha fini di lucro e dal 2006 gode del riconoscimento della Regione Piemonte, è nato a Torino nel 1963 come libera associazione di imprenditori e intellettuali, grazie all'iniziativa e all'impegno di Fulvio Guerrini.

ISBN 978-88-941152-0-8

QUADERNI DEL PREMIO «GIORGIO ROTA»

N. 3, 2015

THE ECONOMICS OF ILLEGAL ACTIVITIES AND CORRUPTION



Gli autori di questo Quaderno

Angela De Martiis

Dottoranda e assistente di ricerca presso la cattedra di Economia Internazionale
della Zeppelin University, Friedrichshafen, Germania

Riccardo Novaro

Dottorando presso il dottorato in Public Policy and Administration
Università commerciale Luigi Bocconi

Lucia Rizzica

Ricercatore presso il Dipartimento di Economia e Statistica della Banca d'Italia

Marco Tonello

Ricercatore presso il Dipartimento di Economia e Statistica della Banca d'Italia

Centro di Ricerca e Documentazione Luigi Einaudi
Via Ponza 4 • 10121 Torino • segreteria@centroeinaudi.it
www.centroeinaudi.it

Copyright © 2015 by Centro di Ricerca e Documentazione Luigi Einaudi, Torino. Tutti i diritti sono riservati. Nessuna parte di questa pubblicazione può essere fotocopiata, riprodotta, archiviata, memorizzata o trasmessa in qualsiasi forma o mezzo – elettronico, meccanico, repro-grafico, digitale – se non nei termini previsti dalla legge che tutela il diritto d'autore.

INDICE

Il Premio «Giorgio Rota»	5
Chi era Giorgio Rota	7
Salvatore Carrubba	
Presentazione	9
Angela De Martiis	
Shadow economy, poverty and institutional quality	11
1. Introduction	11
2. Literature review	13
3. Model, data and descriptive statistics	14
4. Conclusions	18
5. References	19
6. Appendix	20
Riccardo Novaro	
Il fenomeno del riciclaggio nel settore immobiliare.	
Analisi del mercato italiano a livello provinciale	23
1. Introduction	23
2. Presentazione della letteratura	24
3. Presentazione del modello	25
4. Presentazione delle variabili	25
5. Implementazione del modello	30
6. Limiti del modello	42
7. Conclusioni	43
8. Bibliografia	44
Lucia Rizzica and Marco Tonello	
Media exposure and corruption perceptions	47
1. Introduction	47
2. Related literature	49
3. Data and descriptive evidence	51
4. Identification	59
5. Results	61
6. Robustness checks	66
7. Concluding remarks	69
8. References	71
9. Appendix	73

IL PREMIO «GIORGIO ROTA»

Nel 2012 il Centro Einaudi ha istituito il Premio internazionale «Giorgio Rota», in memoria dell'economista torinese che ne era stato uno degli animatori.

Sul tema della prima edizione, «Contemporary Economics and the Ethical Imperative», giovani studiosi sono stati invitati a presentare lavori scientifici (non più di due per ogni candidato) frutto di ricerche originali. I tre paper migliori avrebbero ricevuto un compenso di 1.000 euro e sarebbero stati presentati in una apposita conferenza.

I paper vincitori della prima edizione 2012 sono stati proposti nel Quaderno del Premio «Giorgio Rota» n. 1, 2013, preceduti dalla lecture di Alberto Petrucci – intitolata *Sviluppo è libertà. La teoria dello sviluppo secondo Amartya Sen* – che ha introdotto i lavori della prima Conferenza Giorgio Rota tenutasi a Torino, al Centro Einaudi, il 25 marzo 2013. Il Premio «Giorgio Rota» è stato consegnato da Salvatore Carrubba, presidente del Centro.

I paper vincitori della seconda edizione del Premio, nel 2013, esploravano il tema «Creative Entrepreneurship and New Media» e sono stati presentati da Mario Deaglio – membro del Comitato direttivo del Centro Einaudi, che ha introdotto i lavori della seconda Conferenza Giorgio Rota (Torino, Centro Einaudi, 14 aprile 2014) – e raccolti in un secondo volume pubblicato nel 2014.

I paper vincitori della terza edizione del «Giorgio Rota» Best Paper Award sono stati premiati in occasione della Giorgio Rota Conference tenutasi il 15 giugno 2015 e costituiscono il *corpus* di questo volume, dal titolo *The Economics of Illegal Activities and Corruption*. I contributi di Riccardo Novaro, Lucia Rizzica e Marco Tonello, e di Angela De Martiis sono presentati qui da Salvatore Carrubba, presidente del Centro Einaudi.

La Conferenza è stata introdotta da Mario Deaglio, con keynote speech di Friedrich Schneider, Johannes Kepler University of Linz.

CHI ERA GIORGIO ROTA



GIORGIO ROTA (1943-1984) è stato professore di Economia politica presso l'Università di Torino, e consulente economico. Per il Centro Einaudi, è stato coordinatore agli studi e membro del comitato di direzione di «Biblioteca della libertà».

Le sue pubblicazioni scientifiche abbracciano diversi temi: l'economia dei beni di consumo durevoli, l'economia del risparmio, il mercato monetario e finanziario, l'inflazione e la variazione dei prezzi relativi, il debito pubblico. Ricordiamo tra esse: *Struttura ed evoluzione dei flussi finanziari in Italia: 1964-73* (Torino, Editoriale Valentino, 1975); *L'inflazione in Italia 1952/1974* (Torino, Editoriale Valentino, 1975); nei «Quaderni di Biblioteca della libertà», *Passato e futuro dell'inflazione in Italia* (1976) e *Inflazione per chi?* (1978); *Che cosa si produce come e per chi. Manuale italiano di microeconomia*, con Onorato

Castellino, Elsa Fornero, Mario Monti, Sergio Ricossa (Torino, Giappichelli, 1978; seconda edizione 1983); *Investimenti produttivi e risparmio delle famiglie* (Milano, Il Sole 24 Ore, 1983); *Obiettivi keynesiani e spesa pubblica non keynesiana* (Torino, 1983).

Tra le sue ricerche va particolarmente citato il primo *Rapporto sul risparmio* e sui risparmiatori in Italia. Rilevazione relativa all'anno 1982, risultato di un'indagine sul campo condotta da BNL-Doxa-Centro Einaudi, le cui conclusioni riscossero notevole attenzione da parte degli organi di stampa. Da allora il *Rapporto sul risparmio* continua a essere pubblicato ogni anno.

SALVATORE CARRUBBA

PRESENTAZIONE

Il Centro Einaudi di Torino, fondato per diffondere una visione liberale della società contemporanea, ha sempre considerato prioritario offrire una palestra a giovani studiosi. Molti di essi, negli anni, sono diventati professionisti affermati in vari ambiti, ai quali essi apportano un contributo originale e importante ispirato a quella cultura liberale che qui hanno approfondito e contribuito a innovare e diffondere.

Questo ruolo non si esaurisce: anzi, il Centro sente una particolare responsabilità proprio in una fase in cui sempre più difficile si fa il percorso professionale per i giovani all'interno del mondo della ricerca e dell'accademia. Per questo, da qualche anno, il Centro Einaudi ha deciso di offrire una dotazione di borse di studio, modesta in assoluto ma importante per il bilancio dell'istituzione, che ha intitolato a uno degli studiosi più significativi nella sua storia, Giorgio Rota.

Pubblichiamo qui gli studi vincitori dell'edizione 2015 del Premio «Giorgio Rota»; essi affrontano un tema particolarmente attuale, non solo in Italia: quello delle cause, dell'impatto e della percezione dell'economia criminale e della corruzione, uno dei fenomeni che più profondamente distorcono il funzionamento del sistema democratico. Tale distorsione assume una duplice forma: innanzi tutto, la corruzione inceppa i meccanismi di mercato, fa venire meno i vantaggi della concorrenza, mortifica gli operatori corretti, opacizza i comportamenti della politica. In secondo luogo, essa fa venire meno, per l'appunto, la fiducia dei cittadini nei meccanismi della politica, nei processi di assunzione delle scelte pubbliche e di formazione delle classi dirigenti, nel funzionamento stesso della democrazia, non a caso oggi squassata da esplosioni populiste alle quali i nuovi mezzi di comunicazione offrono canali di trasmissione pressoché incontrollabili.

Gli studi premiati e qui pubblicati di Angela De Martiis, Riccardo Novaro, Lucia Rizzica e Marco Tonello offrono letture interessanti e talora inedite del fenomeno, che possono offrire chiavi non solo di interpretazione, ma anche di azione: per esempio, nella direzione di limitare quanto più possibile le perversioni burocratiche i cui costi ricadono sulle classi meno abbienti; di valutare le distorsioni provocate dall'economia criminale su mercati specifici; di favorire l'autoreponsabilizzazione del sistema informativo.

Sono ricette liberali, che rafforzano la fiducia nel funzionamento dei mercati, nella trasparenza delle regole, nella limitazione della politica: dobbiamo essere grati agli studiosi premiati nel nome di Giorgio Rota di aver offerto contributi significativi alla comprensione di un problema la cui lettura è spesso viziata da interpretazioni ambigue e rozzamente semplificatrici e la soluzione del quale potrà dare un contributo essenziale al consolidamento della democrazia liberale.

ANGELA DE MARTIIS

SHADOW ECONOMY, POVERTY AND INSTITUTIONAL QUALITY*

Abstract. The shadow economy is a widespread fact around the world and a controversial phenomenon that is gaining increasing interest among scholars. Recent studies estimate the correlation between shadow economy and poverty through the effects of it on other factor variables. The attempt of this study is to examine the relationship between the shadow economy and the poverty rate, and other selected indicators of institutional quality (business freedom, wage, bribes, bureaucracy costs, labor regulations and legal system). A fixed-effects model of estimation is employed using data on 33 OECD countries from 1999 to 2013. The findings suggest that the poverty rate is negatively correlated to the shadow economy, while bureaucracy costs and bribes are strongly and positively related. Wage rigidities and the quality of the legal system are instead playing an ambiguous role. The stylized facts show a gradual decrease in the size of shadow economy in different European countries, such as Italy, France and Germany.

Keywords. Shadow economy, poverty, institutions, panel data models

1. INTRODUCTION

The economic activities of all countries, emerging and developed, are afflicted by a common phenomenon, the shadow economy. According to some recent estimates, the size of the shadow economy has increased over the last 20 years, registering an unweighted average of 16.8 per cent in 21 OECD countries between 1999 and 2000 (Schneider 2011). In the literature there are numerous terms used to express the same feature: unofficial, informal, hidden, parallel, shadow or underground economy are all sides of the same issue. The literature on the shadow economy can mainly be divided in two groups. On the one hand, there are different key contributions focusing on how to measure the size of the shadow economy using direct and indirect methods, such as: statistical surveys; electricity input method (Johnson et al. 1997); currency demand approach (Tanzi 1980) and MIMIC approach (Frey and Weck-Hannemann 1984). On the other hand, another major strand of the literature is devoted to the determinants of the shadow economy. This paper contributes to the second group of literature, investigating the relationship between shadow economy, the poverty rate and some key institutional factors.

Large informal markets, according to Johnson et al. (1998) and Friedman et al. (2000), are associated with institutional factors: excessive regulation, poor law enforcement and corruption.

*The author would like to thank Prof. Jarko Fidrmuc, Prof. Mario Deaglio, Martin Siddiqui, and the participants of the Zeppelin Chair of International Economics Workshop, March 2015, for helpful comments and discussions. The usual disclaimer applies.

Schneider (2010, 2013) uses MIMIC approach and currency demand approach to estimate the data employed in this study. The MIMIC approach includes payroll taxes, indirect taxes, tax morale, unemployment, business freedom, self-employment, rule of law, growth of GDP per capita, education and corruption index among the causes, and GDP per capita, currency in circulation and labor force participation rate among the indicators of the shadow economy. The currency demand approach is also one of the most commonly used approaches as it starts from the assumption that underground transactions are paid in cash in order to make detection more unlikely. This approach is easily applicable because the amount of currency is well documented. However, it is influenced by many factors unrelated to the shadow economy, such as the use of credit cards. Therefore, it is difficult to infer the size of the unofficial sector from currency transactions, because the velocity of cash circulation may differ between the official and unofficial sector (Frey and Schneider 2000). Another way to analyze the underground economy is to perform surveys among suppliers and demanders of such services. This method allows to gather a detailed picture, however it has the disadvantage of under-reporting the extent of the undeclared work. The indirect method of electricity consumption looks at physical inputs and has the advantage of relying easily on available data. The disadvantage is that not all hidden activities use much or any electricity, and the relationship between production and electricity used may change over time or differ between countries.

The attempt of this paper is to contribute to the second stream of the literature, in particular, by estimating the influence between the size of the shadow economy and the poverty rate, employing multiple variables as further determinants of the informal economy. According to Nikpour and Habibullah (2010), an increase in the shadow economy leads to an increase in poverty in developing countries and a decrease of it in developed countries. There are two main hypothesis underlining the determinants and key features of the hidden economy: 1) the overall tax rates and social security burdens; 2) bureaucracy, corruption and the rule of law. Rosser et al. (2000) argue that a large informal sector can increase inequality by decreasing tax revenues that finance government transfer programs. Furthermore, better institutions are associated with lower inflation, higher income taxes and less informal activity, and higher levels of informal activity are associated with lower income tax rates and higher inflation (Aruoba 2010). Despite the sheer magnitude of the unofficial activity, little is understood about its role in economic development, and in particular about how important «officializing» this hidden activity and the resources devoted to it might be for the economic growth (La Porta and Schleifer 2008).

After taking this framework into account, the link between shadow economy and poverty – to the best of the knowledge – has been less investigated and remains tentative, considering the absence of a clear causal relationship. Therefore, this background justifies the interest in the topic and the attempt of this study to further estimate and examine the statistical relationship between the shadow economy, the poverty rate and other variables such as business freedom, wage, bureaucracy costs, bribes, labor and the integrity of the legal system. The relationship between the underground economy and the poverty rate is estimated using a detailed panel of data on the size of the underground economy for 33 OECD countries from 1999 to 2013. The findings show, on one hand, that poverty

is significant and negatively correlated to the informal economy. On the other hand, an increase in business freedom leads to a decrease in the shadow economy and *vice versa*, since the latter is negatively correlated to the size of the informal economy. As expected, bureaucracy costs and bribes are both strongly and positively correlated to the hidden economy.

The rest of the paper is organized as follows: Section 2 discusses the available literature, Section 3 introduces the model, data and descriptive statistics, Section 3.1. reports the estimation and the results, and Section 4 concludes.

2. LITERATURE REVIEW

One of the first issues addressed by past literature, and still under question, was the definition of the shadow economy, which by nature appears to mean very different things to macroeconomists, labor economists, criminologists, fiscal experts and national income accountants (Dell'Anno 2007). A frequently cited definition is «all economic activities that contribute to the officially calculated (or observed) gross national product but currently unregistered» (Schneider, Enste 2000). A second definition is «market-based production of goods and services, whether legal or illegal, that escapes detection in the official estimates of GDP» (Schneider, Enste 2000). Schneider (2006) has recently provided a more updated description of the underground economy, distinguishing between: illegal and legal activities (Table 1).

TABLE 1 • TAXONOMY OF TYPES OF UNDERGROUND ACTIVITIES

Type of activity	Monetary transactions		Non-monetary transactions	
ILLEGAL ACTIVITIES	Trade in stolen goods; drug dealing and manufacturing; prostitution; gambling; smuggling; fraud; human trafficking, drug trafficking and weapon trafficking		Barter of drugs, stolen goods, smuggling, etc.; producing or growing drugs for own use; theft	
	Tax evasion	Tax avoidance	Tax evasion	Tax avoidance
LEGAL ACTIVITIES	Unreported income from self-employment; wages, salaries and assets from unreported work related to legal services and goods	Employee discounts; fringe benefits	Barter of legal services and goods	All do-it-yourself work and neighbour help

Source: Schneider 2011

Most of the recent contributions observing the relationship between the share of the unofficial economy and the poverty rate are mainly focused on developing countries or case studies. Obayelu and Uffort (2007) argue that poverty and shadow economy have larger

incidences in developing and transition countries, thus providing evidence on the mentioned relationship. Nevertheless, these findings are the outcome of a very small survey sample on the case of Nigeria. Nikopour and Habibullah (2010) are taking into consideration the cases under which an increase in the shadow economy may lead to a decrease or increase in poverty, influenced by a country's growth level. The authors have developed a three-way interaction model between the shadow economy, government size and economic growth using data of Schneider et al. (2010) for 139 developing countries and 23 developed countries from 1999 to 2007, based on the DYMIMIC method, which is the dynamic multiple-indicators multiple-causes model that represents a special description of the general approach called Structural Equation Modelling (SEM). The human poverty index, HPI-2, was employed for a measure of the OECD countries. Their findings show that in developed economies an increase in the shadow economy generates an increase in poverty, linked to large government size. Additionally, the shadow economy can lower the poverty index when experiencing a lower value of government size. The influence of shadow economy on poverty is thus often associated with the level of economic growth of a country. La Porta and Schleifer (2008) present some correlations with a comparative analysis of the characteristics and productivity of official and unofficial developing countries' firms using survey methods and employing multiple indicators (energy consumption, self-employment, tax evasion and number of registered businesses) as a measure of the informal economy.

The lack of uniformity in the definition of shadow economy and the growing, multi-faceted variety of illegal activities make this subject very controversial (Schneider 2006). Therefore, it is compelling to build an econometric model in order to estimate the influence of the size of shadow economy on poverty, employing multiple variables as further determinants of the informal economy.

3. MODEL, DATA AND DESCRIPTIVE STATISTICS

In order to estimate the relationship between the size of the shadow economy and the poverty rate, and the impact of several other determinant variables the analysis uses a fixed-effects model structured as follows:

$$se_{it} = \beta_1 pov_{it} + \beta_2 wage_{it} + \beta_3 free_{it} + \beta_4 bureau_{it} + \beta_5 bribes_{it} + \beta_6 labor_{it} + \beta_7 legal_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

where, se_{it} is a measure of the size of the shadow economy, pov_{it} is the poverty rate, $wage_{it}$ is an index including hiring regulations and minimum wage, $free_{it}$ is the index of business freedom, $bureau_{it}$ is representing bureaucracy costs, $bribes_{it}$ consists in extra payments/bribes and favoritism that might occur in the business environment, $labor_{it}$ stands for labor market regulations and $legal_{it}$ is related to the integrity of the legal system of a country. α_i is the unknown intercept for each entity, u_{it} is the error term and subscripts represent country (i) and time (t).

The relationship between shadow economy, poverty and institutional quality is likely to be complex. The direction of causality may be unclear. Poverty may increase the share of shadow economy, but shadow economy can also raise poverty traps. Workers

employed in the shadow economy face a large decline in paid taxed and possibly a reduction of welfare benefits, which can make their transition to the official economy more interesting. Similar relations can be expected also for institutional quality. Institutional reforms may be more difficult if shadow economy is high, because it will be more opposed by the voters. This can result in endogeneity problems due to path dependence. We try to cover these factors using fixed effects, which reflect past developments and time invariant bias between the variables.

The empirical model is estimated on the basis of a sample of 33 OECD countries. The dependent variable is the size of the shadow economy, which is measured as a percentage of the official GDP. Data on the dependent variable were taken from the CESifo database for institutional comparisons in Europe (DICE) and estimated by Schneider et al (2010) and Schneider (2013) using the currency demand approach and the MIMIC approach. This panel of data provides the most comprehensive and up to date estimates on the size of the shadow economy for European countries, with the inclusion of Japan, the United States, Switzerland and Turkey, from 1999 to 2013. The risk of poverty rate by poverty threshold, with cut-off point at 60 per cent of median equalized income after social transfers was taken from Eurostat and OECD databases. The explanatory variable on hiring regulations and minimum wage was taken from the Fraser Institute 2014 index of economic freedom (see Appendix A). Business freedom index, the third explanatory variable, from the Heritage Foundation measures the efficiency in the regulatory process. Bureaucracy costs and extra payments/bribes/favoritism are a sub-component of the Global Competitiveness Report and were taken from the Fraser Institute 2014 index. The explanatory variable on labor is related to all regulations pertaining to the labor market and is computed from the Fraser Institute. The integrity of the legal system, instead, represents a component of the International Country Risk Guide Political Risk Component I for Law and Order and is included in the Fraser Institute index.

Given the interest in analyzing the relationship between the shadow economy and poverty, and the additional variables that might be significant in terms of determinants, we are looking at the impact of variables that vary over time. The employment of fixed-effects matches the attempt of this study to explore the relationship between the dependent and independent variables within our sample of countries. However, the individual characteristics pertaining to each country may or may not influence the independent variable. The advantage of this model is related to the control for unobserved time-invariant country-specific effects, thus assessing the net outcome of the independent variables on the shadow economy. Table 2 provides the descriptive statistics of all the variables included in the model.

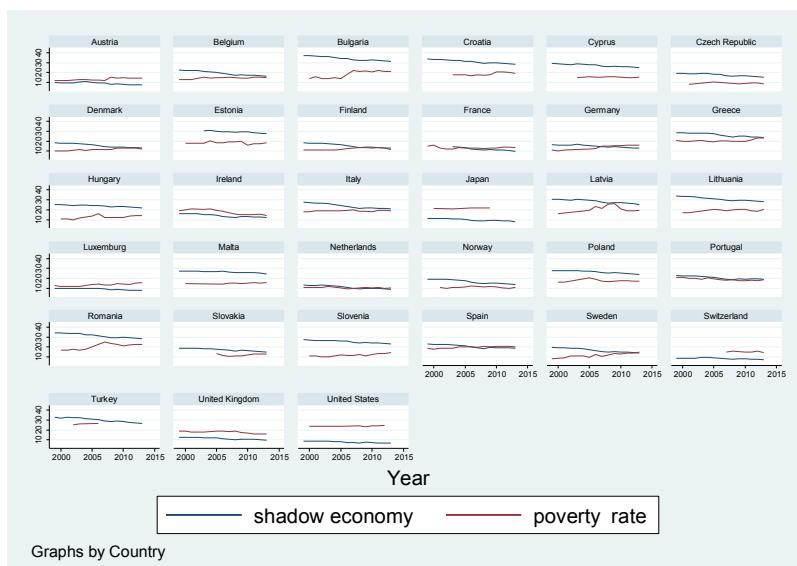
The collected panel of data shows that the size of the Italian shadow economy has been decreasing over the 15 years observed, from 27.8 per cent in 1999 to 21.1 per cent in 2013 (Figure 1). From 2008 to 2013 the share of the shadow economy, as a percentage of the official GDP, has stabilized itself at an average value of 21.5 per cent. The average poverty rate, in the same period of time, is around 19 per cent and it is higher compared to other European countries such as: France (13.4 per cent), Germany (13.9 per cent), Belgium (14.5 per cent) and Austria (13.4 per cent).

TABLE 2 • DESCRIPTIVE STATISTICS

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Shadow	487	20,11643	7,98848	6,6	37,3
Poverty	391	15,83913	3,981061	8,0	26,5
Wage	386	6,28057	2,471754	2,2	10,0
Free	495	76,70788	10,57148	53,7	100,0
Bureaucracy	420	4,620714	2,260013	0,8	10,0
Bribes	403	7,08139	1,580329	2,0	9,7
Labor	403	6,579653	5,007883	2,8	72,0
Legal	429	8,239394	1,348177	4,2	10,0

In terms of bureaucracy costs, Germany registers the lowest average (3.7 per cent) from 1999 to 2013, followed by Austria (3.8 per cent), Belgium and France (4.2 per cent), and Italy with 5.1 per cent. Extra payments/bribes and favoritism averages range from 5.8 per cent (Italy), 7.6 per cent (Belgium), 7.7 per cent (France), 8.3 per cent (Austria) and 8.4 per cent (Germany). Overall, the size of the shadow economy, according to Schneider et al.'s (2010) and Schneider's (2013) estimate using currency demand and MIMIC approach are the lowest, on average, in the United States (7.6 per cent), Switzerland (8.5 per cent), Japan (9.5 per cent), Austria and Luxembourg with 9.7 and 9.8 per cent respectively. In contrary, the highest average shares of shadow activities are registered in: Bulgaria (34 per cent), Croatia (31.2 per cent), Romania (31.4 per cent), Lithuania (30.6 per cent), Turkey (30.4 per cent), Estonia (29.5 per cent) and Latvia (29 per cent). It is also interesting to note that the Scandinavian countries do not represent the lowest share of hidden activities, on average, between 1999 and 2013. For instance, Finland has an average share of 15.3 per cent, Denmark 15.4 per cent, Norway 16.1 per cent and Sweden 16.2 per cent.

FIGURE 1 • DATA ANALYSIS



3.1. ESTIMATION AND RESULTS

Table 3 shows the findings of the fixed-effects model employed. The estimated panel results of the relationship between the shadow economy and poverty suggest that the latter is negatively correlated to shadow activities (-0.40), meaning that an increase in poverty can lead to a decrease in shadow activities (Figure 1). However, a decrease in the shadow economy can in turn also cause a rise in poverty. According to the estimates, the explanatory variable on hiring regulations and minimum wage is negative and not significant (-0.13), apparently due to its ambiguous effects on the underground economy. As mentioned above, this variable is part of the «Difficulty of Hiring Index» in which countries with higher difficulty of hiring are given lower ratings. Therefore, a greater difficulty of hiring makes the hidden economy less attractive for the workers, who will try harder to get a job in the official economy. In terms of institutional variables, business freedom was included in the estimates as an index of efficiency scored 0 to 100, where 100 represents the most open business environment.

TABLE 3 • FIXED-EFFECTS ESTIMATION MODEL

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
Fixed-effects	shadow	shadow	shadow	shadow	shadow	shadow	shadow
Poverty	-0.401*** (0.125)	-0.324** (0.124)	-0.185* (0.096)	-0.251** (0.098)	-0.245* (0.127)	-0.327** (0.123)	-0.350*** (0.123)
Wage		-0.135 (0.082)					
Free			-0.134*** (0.021)				
Bureaucracy				0.458*** (0.046)			
Bribes					0.850*** (0.191)		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
labor						-0.016 (0.013)	
legal							0.296 (0.449)
constant	26.203*** (1.976)	25.877*** (1.852)	33.138*** (1.235)	22.124*** (1.656)	17.864*** (2.982)	25343*** (1.897)	23.148*** (5.024)
No. of obs.	384	313	384	337	322	323	340
R-squared	0.156	0.144	0.446	0.589	0.321	0.132	0.166
No. of countries	33	33	33	33	33	33	33

Robust standard errors in parentheses.

***, ** and * denote significance at 1 per cent, 5 per cent and 10 per cent level.

The index of business freedom is negatively correlated to the hidden economy (-0.14). In other words, an increase in the size of the shadow economy can lead to a decrease in a country's business freedom, while a decrease in hidden activities determines more openness. Moreover, the institutional variables of bureaucracy costs and extra payments/bribes/ favoritism play an important role as highlighted in the estimates. They are both positively correlated and highly significant (0.46, 0.77). If a country has higher bureaucracy costs and bribes, then it will most likely increase the size of the shadow economy. Subsequently, a reduction in hidden activities will lead to fewer bribes and bureaucracy costs. The empirical findings, conversely, show that labor market regulations and wage are both insignificantly associated with a change in the size of the shadow economy. Additionally, the legal system is showing a positive correlation but not significant (0.29). These results, however, might be explained by a conflicting situation with other institutional explanatory variables like wage – which is included in labor market regulation – bureaucracy costs and bribes.

4. CONCLUSIONS

The attempt of this paper is to estimate and highlight the relationship between shadow economy and poverty through business freedom, wage, bribes, bureaucracy costs, labor regulations and the legal system, as some institutional variables explaining the phenomenon. It is important to say that correlations do not explain causation and that other factors, which were not included in the estimates, might explain the shadow economy and its economic performances among different countries. Considering the panel of data and the objective of the study, the fixed-effects estimation model was employed. The estimates show that poverty is negatively correlated to the shadow economy. Bureaucracy costs and bribes are, in contrast, strongly and positively related, while wage, labor and the legal system exhibit an ambiguous effect. It is interesting to note that these results seem to confirm the hypothesis of Nikopour and Habibullah (2010), even though they include economic growth rate as a factor influencing the behavior of poverty. According to Nikopour and Habibullah, an increase in the size of the shadow economy affects poverty by reducing state revenues through which governments finance poverty reduction and social protection measures. Shadow economy has also direct consequences on tax financed government expenditure, government size, and its effects on economic growth, which in turn affects poverty. This latter mechanism is explained by studying the relationship between economic growth and poverty as well as the relationship between the shadow economy, government size and growth. The authors' assumptions are emphasizing that an increase in hidden activities leads to an increase in poverty in developing countries and – contrary – a decrease in poverty in developed countries, *ceteris paribus*.

Furthermore, various institutional explanatory variables were included in our fixed-effects estimation model, and the choice of the following factors differs from the ones examined in the existing literature, which is mainly focusing on corruption, government size, and tax burden and income inequality.

It is also interesting to observe, from our panel of data, that the trend of the shadow economy is gradually decreasing over time in different countries; that the latest European member

states register a higher share of the hidden economy compared to the historical countries; and that Scandinavian nations do not possess the lowest share of the informal economy.

In conclusion, it is necessary to recognize that a lot has been done so far to measure the size of the shadow economy around the world and to identify some of the causes explaining the behavior of this widely shared event. Nevertheless, still more efforts are needed to tackle the issue, in terms of measuring it, finding common parameters, and also discussing whether all shadow activities are undesirable and should be discouraged (Fleming et al. 2000).

5. REFERENCES

- Aruoba S.B. (2010), *Informal Sector, Government Policy and Institutions*, College Park, University of Maryland
- Dell'Anno R. (2007), *The Shadow Economy in Portugal: An Analysis with the MIMIC Approach*, «Journal of Applied Economics», 10, 2, pp. 253-277
- DICE Database (2013), *Shadow Economy: Size as Percentage of Official GDP, 1970-2013*, Ifo Institute, Munich, <http://www.cesifo-group.de/DICE/fb/GdYT9gjb>
- Feige E. (1989), *The Underground Economy: Tax Evasion and Distortion*, Cambridge (UK), Cambridge University Press
- Fidrmuc J. and Siddiqui M. (2015), *Institutions and Creative Destruction in CEECs: Determinants of Inefficient Use of Assets*, CESifo Conference Center, Munich
- Flemin M., Roman J. and Farrell G. (2000), *The Shadow Economy*, «Journal of International Affairs», 53, 2
- (1984), *The Hidden Economy as an «Unobserved» Variable*, «European Economic Review», 26, 1/2, pp. 33-53
- Frey B. and Schneider F. (2000), *Informal and underground economy*, working paper, Department of Economics, Johannes Kepler University of Linz, No. 0004
- Friedman E., Johnson S. and Kaufmann D. (2000), *Dodging the Grabbing Hand: The Determinants of Unofficial Activity in 69 countries*, «Journal of Public Economics», 76, 3
- Gwartney J., Lawson R. and Hall J. (2014), *2014 Economic Freedom Dataset. Economic Freedom of the World 2014 Annual Report*, Fraser Institute, http://www.freetheworld.com/datasets_efw.html
- Johnson S., Kaufmann D. and Shleifer A. (1997), *The Unofficial Economy in Transition*, Brookings Papers on Economic Activity, No. 2
- Johnson S., Kaufmann D. and Zoido-Lobatón P. (1998), *Regulatory Discretion and the Unofficial Economy*, «American Economic Review», 88, 2, pp. 387-392
- La Porta R. and Shleifer A. (2008), *The Unofficial Economy and Economic Development*, National Bureau of Economic Research, working paper 14520
- Nikpour H. and Habibullah M. (2010), *Shadow Economy and Poverty*, Munich Personal RePEc, MPRA 23599.
- Obayelu E. and Uffort L. (2007), *Comparative Analysis of the Relationship Between Poverty and Underground Economy in the Highly Developed, Transition and Developing Countries*, Munich Personal RePEc, MPRA 2054

OECD (2012), *Income Distribution [Discontinued]: Income distribution: poverty [Discontinued]*, OECD Social Expenditure Statistics (database), DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/data-00200-en4>

Rosser J. Jr., Rosser M. and Ahmed E. (2000), *Income Inequality and the Informal Economy in Transition Economies*, «Journal of Comparative Economics», 28, 1, pp. 156-171

Schneider F. (2006), *Shadow Economies and Corruption All Over the World: What Do We Really Know?*, Discussion Paper Series, IZA DP No. 2315, The Institute for the Study of Labor – (2011), *Size and Development of the Shadow Economy of 31 European and 5 other OECD Countries from 2003 to 2013: Some New Facts*, working paper, Department of Economics, Johannes Kepler University of Linz

– (2013), *Size and Development of the Shadow Economy of 31 European and 5 other OECD Countries from 2003 to 2013: A Further Decline*, working paper, Department of Economics, Johannes Kepler University of Linz

Schneider F., Buehn A. and Montenegro C. (2010), *Shadow Economies All over the World. New Estimates for 162 Countries from 1999 to 2007*, Policy Research Working Paper 5356, The World Bank

Schneider F., Enste D. (2000), *Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences*, «Journal of Economic Literature», 38, pp. 77-114

Tanzi V. (1980), *The Underground Economy in the United States: Estimates and Implications*, Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review

6. APPENDIX

Hiring regulations and minimum wage was taken from the Fraser Institute 2014 index of economic freedom and is based on the World Bank's Doing Business «Difficulty of Hiring Index». This index measures (i) whether fixed-term contracts are prohibited for permanent tasks; (ii) the maximum cumulative duration of fixed-term contracts; and (iii) the ratio of the minimum wage for a trainee or first-time employee to the average value added per worker. An economy is assigned a score of 1 if fixed-term contracts are prohibited for permanent tasks and a score of 0 if they can be used for any task. A score of 1 is assigned if the maximum cumulative duration of fixed-term contracts is less than 3 years; 0.5 if it is 3 years or more but less than 5 years; and 0 if fixed-term contracts can last 5 years or more. Finally, a score of 1 is assigned if the ratio of the minimum wage to the average value added per worker is 0.75 or more; 0.67 for a ratio of 0.50 or more but less than 0.75; 0.33 for a ratio of 0.25 or more but less than 0.50; and 0 for a ratio of less than 0.25. Countries with higher difficulty of hiring are given lower ratings (Gwartney et al. 2014).

Business freedom index, the third explanatory variable, was taken from Heritage Foundation and measures the ability to start, operate and close a business, and represents the government efficiency in the regulatory process. It is scored 0 to 100, with 100 equaling the freest business environment. The score is based on 10 factors, all weighted equally and converted to a scale of 0 to 100 using the following equation: Factor Score_i = 50 factor_{average}/factor_i.

Bureaucracy costs is a sub-component from the Global Competitiveness Report and was taken from the Fraser Institute 2014 index. It is based on the question: «Standards on product/service quality, energy and other regulations (outside environmental regulations) in your country are: (1 = Lax or non-existent, 7 = among the world's most stringent)».

Extra payments/bribes/favoritism is based on the Global Competitiveness Report questions: «In your industry, how commonly would you estimate that firms make undocumented extra payments or bribes connected with the following: A – Import and export permits; B – Connection to public utilities (e.g., telephone or electricity); C – Annual tax payments; D – Awarding of public contracts (investment projects); E – Getting favorable judicial decisions. Common (= 1) Never occur (= 7)»; «Do illegal payments aimed at influencing government policies, laws or regulations have an impact on companies in your country? 1 = Yes, significant negative impact, 7 = No, no impact at all»; and «To what extent do government officials in your country show favoritism to well-connected firms and individuals when deciding upon policies and contracts? 1 = Always show favoritism, 7 = Never show favoritism» (Gwartney et al. 2014).

Labor is related to all the regulations pertaining to the labor market and is computed from the Fraser Institute 2014 index on economic freedom.

Integrity of the legal system represents a component of the International Country Risk Guide Political Risk Component I for Law and Order: «Two measures comprising one risk component. Each sub-component equals half of the total. The “law” sub-component assesses the strength and impartiality of the legal system, and the “order” sub-component assesses popular observance of the law” (Gwartney et al. 2014).

RICCARDO NOVARO

IL FENOMENO DEL RICICLAGGIO NEL SETTORE IMMOBILIARE ANALISI DEL MERCATO ITALIANO A LIVELLO PROVINCIALE

Abstract. L'obiettivo di questo lavoro consiste nello studiare la connessione tra il settore immobiliare e il fenomeno del riciclaggio, al fine di verificare se il primo è influenzato, oltre che dalle variabili tradizionalmente considerate in letteratura, anche dai profitti derivanti dalle economie non osservabili. L'attenzione è stata focalizzata sulle proprietà residenziali, prendendo come punto di riferimento le province italiane nel periodo 2005-2008.

La ragione che ha portato a svolgere tale lavoro deriva dal fatto che il mercato immobiliare è uno dei settori tradizionalmente più utilizzati per investire i proventi delle attività criminali, con effetti distorsivi che possono essere potenzialmente molto elevati, sia in termini economici (alterazione dei prezzi di equilibrio) che sociali (influenzando la domanda «onesta»). Inoltre va segnalato come, nonostante questi due settori siano particolarmente rilevanti – soprattutto in Italia – la letteratura non si sia ancora focalizzata a sufficienza su tale connessione.

Attraverso alcune simulazioni è stato possibile vedere gli effetti del riciclaggio sulle quotazioni immobiliari, calcolando quanti euro per metro quadrato potrebbero essere risparmiati in assenza di tali distorsioni: estrapolando i dati a livello di macroaree, nell'Italia settentrionale a una quotazione media di 1390,78 euro corrisponderebbe un prezzo ipotetico di 1224,04; nel Centroitalia si passeggierebbe dai 1525,98 euro riscontrati ai 1336,38 teorici, mentre nell'Italia meridionale dagli 884,45 ai 641,91 euro.

Parole chiave. riciclaggio, settore immobiliare, distorsioni

1. INTRODUZIONE

Quando si analizza il fenomeno del riciclaggio è possibile riscontrare come quello immobiliare sia uno dei settori tradizionalmente più sfruttati per «ripulire» i profitti di origine criminale. L'intuizione sulla quale si basa questo lavoro consiste proprio nel fatto che ci si aspetta che tali operazioni si ripercuotano sui valori di equilibrio, in quanto hanno l'effetto di creare una domanda aggiuntiva che, a sua volta, dovrebbe stimolare una pressione al rialzo sui prezzi di compravendita.

Tuttavia, non va ignorata l'influenza di quello che potremmo definire come «fattore crimine»: se, per esempio, è noto che un'organizzazione criminale sia ben radicata o controlli una certa zona, è ragionevole pensare che l'area in questione non sarà molto considerata dai potenziali investitori «onesti», i quali focalizzeranno la propria domanda su aree più sicure. Si ritiene quindi che un'elevata delinquenza possa deprimere questo tipo di domanda, con un impatto complessivo sulle quotazioni di mercato non quantificabile a priori ma, in un modo o nell'altro, sicuramente distorsivo.

Un altro elemento utile per evidenziare la rilevanza di tale fenomeno riguarda la sua incidenza rispetto al PIL: il lavoro di Ardizzi et al. (2014b), svolto prendendo come riferimento le province italiane nel periodo 2005-2008, stima che, solamente attraverso il sistema finanziario, vengano riciclate somme per un valore del 6 per cento del PIL nazionale. Se si considera il fatto che tale dato, già di per sé rilevante, fa riferimento a una soltanto delle possibilità di riciclaggio, si hanno ulteriori conferme sull'importanza di considerare tale fenomeno come una delle determinanti-chiave all'interno del mercato immobiliare.

Partendo dalla costruzione di una base dati originale riguardante il mercato immobiliare e la diffusione del settore criminale e dell'economia sommersa a livello provinciale, questo lavoro analizza la dinamica dei prezzi delle abitazioni nel periodo 2005-2008; per quanto tale arco di tempo non sia particolarmente lungo e non comprenda gli anni relativi all'attuale crisi, esso può comunque risultare utile non solo per studiare gli effetti dell'economia non osservabile, ma anche per approfondire la connessione tra i fondamentali e l'andamento dei prezzi, alla luce del fatto che la causa scatenante la crisi finanziaria globale ha riguardato proprio i mutui immobiliari.

2. PRESENTAZIONE DELLA LETTERATURA

Nonostante il fenomeno qui analizzato riguardi sia un mercato rilevante come quello immobiliare sia un settore come quello criminale, che in molti contesti – e in Italia in particolare – assorbe una parte significativa di risorse, tale connessione non è ancora stata sufficientemente oggetto di studio in letteratura. Da una rassegna dei lavori riguardanti l'analisi del mercato immobiliare risultano infatti ben pochi gli studi che considerano la criminalità come fattore rilevante nella determinazione dei prezzi.

Stadelmann (2010), riprendendo uno studio di Taylor (1995), accenna semplicemente al fatto che il tasso di disoccupazione possa essere utilizzato anche come misura della criminalità. Quest'ultima è menzionata pure da Kiefer (2011), inserendola tra le varie determinanti «locali» che possono influire sul prezzo di mercato. Kiel e Zabel (2008) riprendono tale spunto, sottolineando come il tasso di criminalità possa essere utilizzato come uno dei possibili indicatori per valutare la qualità della zona nella quale si trova l'abitazione, sebbene poi nello studio utilizzino solo proxy indirette.

Diaz-Serrano (2005) considera la presenza di criminalità e vandalismo sempre nell'ambito della valutazione della «qualità» di un vicinato, inserendole però come semplici variabili *dummy*.

Tuttavia, nei lavori menzionati la criminalità viene considerata a livello di singolo quartiere o area residenziale, il ché ne riduce l'effettiva utilità, visto che questo studio si focalizza su un livello di analisi più aggregato.

Passando a una valutazione dell'impatto della criminalità più di tipo «macro», gli studi che tengono in considerazione questo aspetto sono comunque pochi. Scafidi et al. (1998) la citano come possibile esternalità negativa a seguito di un abbandono o deterioramento delle abitazioni in una determinata area, mentre Yan et al. (2007) la inseriscono tra i fattori «ambientali» che influenzano il mercato immobiliare cinese. Potepan (1996), nel suo studio riguardante alcune aree metropolitane statunitensi, inserisce il tasso di criminalità tra le componenti del modello, anche se poi tale fattore non risulta statisticamente significativo.

La pubblicazione senza dubbio più utile è quella svolta da Schneider (2004), che tratta il fenomeno del riciclaggio in Canada, illustrandone i meccanismi di formazione nonché le possibili connessioni con il mercato immobiliare. Tuttavia, benché tale lavoro sia quello più pertinente e dal quale trarre maggiori spunti, esso limita l'analisi a uno stadio esclusivamente teorico.

3. PRESENTAZIONE DEL MODELLO

L'analisi che si intende sviluppare rientra sotto un approccio «hedonic»: secondo tale metodo, si considera il prezzo delle abitazioni in funzione di una serie di caratteristiche e del tempo; mentre tale indice solitamente prende in considerazione i valori delle singole abitazioni, in questo lavoro sono le province a fungere da unità spaziali.

Per quanto riguarda i dati a disposizione, bisogna tenere conto delle loro peculiarità «tecniche», ovvero delle possibili criticità di questi dati panel; senza un corretto approccio si potrebbe infatti incorrere in errori influenzati da autocorrelazione temporale (all'interno delle singole unità spaziali), eteroschedasticità e correlazione spaziale (errori correlati tra unità che sono geograficamente confinanti).

Per quanto riguarda l'effettivo calcolo delle stime, vista la natura dei dati in analisi, si utilizza una regressione multipla in grado di soddisfare le criticità esposte; a tal riguardo, può esser utile prendere spunto da Ardizzi et al. (2014b), vista una serie di analogie tra il loro e questo studio. L'intento del loro lavoro riguarda la quantificazione del denaro riciclato in Italia attraverso il sistema bancario; in particolare, essi stimano quanto del contante versato nelle istituzioni finanziarie può essere riconducibile ad attività criminali. Per il calcolo definiscono i flussi di contante attraverso un'analisi di tipo decompositivo, inserendo sia quelle determinanti che incidono sull'economia osservata sia quelle che meglio potrebbero spiegare il fenomeno del riciclaggio (e dell'evasione).

Per quanto in questo caso la variabile dipendente non consista in un flusso di contante, l'aspetto decompositivo utilizzato per la regressione rimane molto simile: si pone il prezzo delle abitazioni in funzione di un'insieme di variabili riferite all'economia osservata, di un altro relativo al riciclaggio e infine di uno riguardante il sommerso.

Data la natura delle proxy utilizzate, molte delle quali, tra l'altro, in comune tra i due studi, può essere utile prendere spunto per quanto riguarda le modalità di controllo delle criticità sopra evidenziate, sfruttando un modello PCSE (panel-corrected standard error) e una regressione Prais-Winsten in modo tale da considerare, rispettivamente, eteroschedasticità e correlazione spaziale e un'autocorrelazione temporale di prim'ordine.

4. PRESENTAZIONE DELLE VARIABILI

Il prossimo paragrafo è dedicato alla presentazione delle proxy utilizzate nel modello; nello scegliere determinate variabili piuttosto che altre si è ritenuto utile prendere spunto dalla letteratura esistente relativa al settore immobiliare, apportando alcune modifiche a seconda dei dati a disposizione e della rilevanza con questo studio. Al fine di un più immediato

controllo per la verifica di fonti e definizioni, si anticipa la tabella in cui si presentano le differenti variabili successivamente implementate nei modelli.

TABELLA 1 • DEFINIZIONI E FONTI DELLE PROXY UTILIZZATE

Variabili	Definizione	Fonti
pimm ^b	Quotazione immobiliare	OMI ^d
Determinanti macro		
pil_pc ^a	PIL provinciale pro capite	Istat
pop_25	Percentuale di individui con più di 25 anni sul totale della popolazione	Istat
u ^a	Tasso di disoccupazione	Istat
Determinanti immobiliari		
aff ^b	Canone di locazione	OMI ^d
INT ^a	Tasso d'interesse sui conti correnti	Banca d'Italia
IMI ^c	Indice di mobilità immobiliare (Numero di Transazioni Normalizzate rapportate allo stock di abitazioni)	OMI ^d
stock_pop ^{bc}	Stock pro capite	Istat, OMI ^d
Determinanti edoniche		
verde_pc ^c	Quantità di verde urbano pro capite	Istat
tras_pc ^c	Numero di passeggeri trasportati tramite mezzi pubblici sul totale della popolazione	Istat
rdiff ^c	Tasso di raccolta differenziata sul totale dei rifiuti	Istat
Determinanti riciclaggio		
ENTERPRISE ^a	Crimini accertati riguardanti commercio di stupefacenti, sfruttamento della prostituzione, ricettazione, furti e rapine ^e	Eurostat, Istat
ENTERPRISE_a ^a	Crimini accertati riguardanti commercio di stupefacenti, sfruttamento della prostituzione e ricettazione ^e	Eurostat, Istat
ENTERPRISE_b ^a	Crimini accertati riguardanti furti e rapine ^e	Eurostat, Istat
POWER ^a	Crimini accertati riguardanti attività di estorsione ^e	Eurostat, Istat
sos_pop ^b	Numero di segnalazioni di Operazioni Sospette (SOS) sul totale della popolazione	Banca d'Italia, Istat
Determinanti evasione		
evas_comm ^a	Controlli sulle irregolarità fiscali commerciali per POS (point of sale) ^e	Eurostat, GdF ^f , Istat
evas_impr ^a	Controlli sulle irregolarità fiscali delle imprese ^e	Eurostat, GdF ^f , Istat

Note:

^a dati utilizzati in Ardizzi et al. (2014b) e forniti dagli autori.

^b rielaborazione di dati grezzi.

^c valori riferiti ai singoli capoluoghi provinciali.

^d Agenzia delle Entrate - Territorio - Osservatorio del Mercato Immobiliare.

^e Valore diviso per la propria media nazionale e pesato per l'indice di concentrazione del PIL.

^f Guardia di Finanza.

4.1. DETERMINANTI MACROECONOMICHE E PECULIARI DEL SETTORE IMMOBILIARE

Per meglio giustificare l'utilizzo di determinate proxy piuttosto che di altre, qui in seguito vengono sviluppate alcune ipotesi, al fine di individuare quei processi che regolano l'andamento delle quotazioni immobiliari (pimm), tenendo in considerazione solo quelli che incidono a livello provinciale e cercando di individuare quegli indici che meglio rappresentano il fenomeno in questione.

- *Ipotesi 1:* il livello di ricchezza incide positivamente sulla domanda immobiliare. Ciò è dovuto non solo al fatto che a una maggiore quantità di denaro disponibile corrisponde una spesa maggiore in beni immobiliari, ma anche perché più una provincia appare benestante e più elevato sarà il suo effetto attrattivo in termini di migrazione; tali flussi si rifletteranno quindi in una domanda supplementare di abitazioni. L'indice che meglio rappresenta questo fenomeno è il PIL pro capite (pil_pc), e ci si aspetta che il suo contributo sia positivo;
- *Ipotesi 2:* le caratteristiche demografiche incidono sulla domanda immobiliare. In particolare, possiamo ipotizzare che la categoria rilevante ai fini dell'analisi sia quella che contiene gli individui di almeno 25 anni (pop_25): da un lato, infatti, la classe 0-24 anni comprende prevalentemente individui senza reddito, il cui contributo si può considerare quindi poco rilevante, dal momento che non incidono né sulla domanda né sull'offerta; dall'altro, tuttavia, non è possibile effettuare ulteriori suddivisioni, in quanto è difficile stabilire con certezza se vi sia una sottoclasse particolarmente attiva nel mercato delle compravendite;
- *Ipotesi 3:* il tasso di disoccupazione (u) incide negativamente sulla domanda immobiliare. La quota di disoccupati è sintomo non tanto della quantità di ricchezza, quanto di come essa è distribuita; a parità di PIL pro capite, se consideriamo due province nelle quali vigono i casi estremi, ovvero reddito equamente distribuito e totalità del reddito in mano a un singolo individuo, si può vedere come maggiore sia tale disparità è minore sarà la domanda complessiva. Tale indicatore inoltre, assieme al PIL pro capite, consente agli individui di fare delle valutazioni generali sullo stato dell'economia; in particolare, sulle possibilità di reddito future. Secondo Anundsen e Jansen (2013) è ragionevole raggruppare in un unico elemento le aspettative sui redditi e quelle sui prezzi immobiliari, in quanto tendenzialmente seguono lo stesso trend;
- *Ipotesi 4:* il livello degli affitti è positivamente correlato alla domanda immobiliare, dal momento che canoni di locazione elevati rendono relativamente più economico l'acquisto di un immobile. Tale indice (aff) viene inserito dal momento che è in grado di catturare anche quei fattori, quali l'attrattività turistica e quella universitaria, che stimolano la domanda di affitti e, nonostante ciò non si rifletta in una domanda di acquisti, ne influenzano le quotazioni. Nel primo caso tale domanda è rilevante solo se la permanenza media dei turisti è elevata, dal momento che per soggiorni brevi verrebbero sfruttate le classiche strutture alberghiere; per quanto riguarda la presenza di un ateneo, la domanda supplementare diventa rilevante se esso è in grado di attrarre un numero consistente di studenti fuorisede;
- *Ipotesi 5:* alti tassi d'interesse (INT) potrebbero riflettersi in minori compravendite e quindi in quotazioni in calo. Dal lato della domanda elevati tassi implicano una mag-

giore onerosità del mutuo, dovuta non solo dalle garanzie che gli individui sono tenuti a fornire ma anche dal grado di apertura bancaria; inoltre, non sono solo i tassi a lungo termine a incidere negativamente, ma anche quelli a breve: alti tassi implicano infatti maggiori rendimenti, il che incoraggia l'investimento in titoli a scapito degli immobili. Tale aspetto è particolarmente rilevante, dal momento che anche chi investe capitali di provenienza illecita basa le proprie scelte sulla destinazione del denaro a seconda della relativa convenienza tra settore finanziario e quello immobiliare. Dal lato dell'offerta, tuttavia, la rilevanza di tale indice potrebbe incidere sulla capacità di prendere denaro a prestito da parte delle imprese costruttrici, col risultato che tale onerosità si rifletterebbe in maggiori prezzi di vendita. Anche in questo caso maggiori tassi porterebbero a minori compravendite, ma non necessariamente a minori prezzi;

- *Ipotesi 6:* l'efficienza del mercato immobiliare è positivamente correlata con i prezzi di equilibrio. Tale fenomeno si può misurare sia in termini di velocità nelle transazioni che nell'onerosità che caratterizza tali operazioni: per i primi si considera il *time on market* e la teoria secondo la quale più un immobile rimane invenduto sul mercato e maggiori saranno gli incentivi a rivedere al ribasso il prezzo di listino; nel secondo caso invece si fa riferimento a quei costi che bisogna sostenere nell'ambito della compravendita. Per descrivere l'efficienza del settore nel suo insieme si può utilizzare l'intensità del mercato immobiliare (IMI), calcolabile come rapporto tra l'NTN (numero di transazioni normalizzate) e lo stock di beni immobili; a seconda della percentuale di abitazioni compravendute sul totale si può dedurre la dinamicità del mercato. Tale indice si presume positivamente correlato col livello dei prezzi, sia per il fatto che una maggiore efficienza favorisce le transazioni e quindi la domanda, sia per il fatto che minori costi (monetari e non) di transazione favoriscono l'operato degli speculatori, che quindi stimolano ulteriormente il mercato;
- *Ipotesi 7:* una regolamentazione del settore immobiliare credibile (es. piani regolatori) limita l'aumento dello stock, spingendo quindi verso l'alto i prezzi di equilibrio. Un metodo per inserire tale fenomeno consiste nel calcolare il rapporto tra stock immobiliare e popolazione (stock_pop): se tale indice aumenta nel tempo significa che l'offerta di abitazioni aumenta più che proporzionalmente rispetto all'evoluzione demografica; a causa di questo fenomeno si dovrebbe assistere a una minore pressione sulla domanda e quindi sui prezzi di equilibrio. Tuttavia, c'è anche da considerare una sorta di «effetto ricchezza»: se aumenta il PIL pro capite è infatti possibile che gli individui possano focalizzare i propri investimenti sull'acquisto di eventuali seconde case; a priori, non è quindi possibile definire quale sia il segno preponderante del coefficiente utilizzato. Va inoltre ricordato come le conseguenze di questi tipi di politiche non sono immediate: a causa della durata delle varie fasi di pianificazione e costruzione, la variazione dello stock immobiliare è spesso limitata nel breve termine, come sottolineato da alcuni studiosi (Anundsen e Jansen, 2013; Taltavull de La Paz e Gabrielli, 2013);
- *Ipotesi 8:* elementi quali la qualità dell'aria, la presenza di verde urbano, l'efficienza del sistema di trasporti pubblici o di quello di raccolta differenziata dei rifiuti costituiscono esternalità positive per le aree abitate che ne usufruiscono, contribuendo ad aumentarne il valore. La difficoltà in sede di analisi consiste nel trovare indicatori adeguati: in assen-

za di dati completi sull'aspetto dell'inquinamento atmosferico, sono stati considerati la quantità di verde urbano pro capite (verde_pc), l'efficienza dei trasporti pubblici (tras_pc), misurata attraverso il numero di passeggeri per abitante, e la percentuale di raccolta differenziata (rdiff). Tali dati, oltre a spiegare fenomeni di natura non economica, possono essere utilizzati anche per dare un giudizio sulla «qualità delle istituzioni», a seconda del loro impegno nell'affrontare tali tematiche.

4.2 DETERMINANTI RELATIVE A RICICLAGGIO ED EVASIONE

Il fattore che più intuitivamente si ritiene possa meglio descrivere il fenomeno del riciclaggio è la diffusione della criminalità. Tuttavia vanno fatte alcune precisazioni, dal momento che non tutti i crimini hanno la stessa probabilità di essere causa di futuro riciclaggio.

Al fine di individuare le proxy che meglio possono descrivere la rilevanza di tali fenomeni, si possono riprendere gli studi di Ardizzi et al. (2014a, 2014b). Rifacendosi a Block (1980), anch'essi suddividono l'incidenza della criminalità in due componenti: una relativa all'attività «imprenditoriale» e l'altra che invece fa riferimento ai proventi derivanti dall'uso della forza (finalizzata al controllo del territorio). Tale distinzione è particolarmente adatta per il panorama italiano, caratterizzato dalla distribuzione eterogenea di queste due determinanti. Nel primo caso, in questi studi, è stata utilizzata come proxy la quantità di reati connessi a traffico di stupefacenti, prostituzione, ricettazione, rapine e furti, mentre nel secondo il numero di crimini legati a fenomeni di estorsione.

Considerando sempre il fattore «criminale», un indice tipico del sistema italiano corrisponde alle Segnalazioni di Operazioni Sospette (SOS), ovvero quelle operazioni di tipo finanziario che vengono segnalate all'UIF in quanto si sospetta che dietro a tali manovre vi siano finalità di riciclaggio. Da queste riflessioni possiamo sviluppare le ultime tre ipotesi:

- *Ipotesi 9:* a un'elevata diffusione della criminalità corrisponderanno maggiori capitali da riciclare; di conseguenza, anche la domanda di beni immobiliari vedrà un incremento. Al fine di individuare le proxy più adatte per spiegare tale aspetto, sfruttando la distinzione effettuata da Block (1980), si suddivide l'operato di tali organizzazioni in attività «d'impresa» (ENTERPRISE) ed attività «di controllo» (POWER). Tuttavia, il segno atteso dai coefficienti di tali proxy non si può definire con sicurezza a priori: per quanto sia vero che a una criminalità più diffusa tendenzialmente corrisponda una maggior quantità di capitali da riciclare (facendo pressione sulla domanda «regolare»), dall'altra parte non bisogna trascurare l'impatto del crimine come esternalità negativa di tipo edonico, che riduce l'attrattività di un territorio e di conseguenza anche la domanda e i prezzi di equilibrio;
- *Ipotesi 10:* la probabilità di essere scoperti incide negativamente sulla propensione a investire in una determinata provincia, col risultato che la domanda complessiva sarà più modesta e i prezzi di equilibrio inferiori. Infatti va sottolineato come chi investe tali somme prediliga maggiormente fattori come la sicurezza negli investimenti, piuttosto che la profitabilità in sé. Per includere tale aspetto nell'analisi è stato utilizzato il numero di Segnalazioni di Operazioni Sospette per capita (sos_pop). Per la previsione sul contri-

buto di tale indice vanno sottolineati due aspetti: il primo è che esso fa riferimento alle operazioni di tipo finanziario, col risultato che una maggiore incisività nei controlli sui flussi di capitali potrebbe favorire l'investimento in altre attività meno rischiose, come quella immobiliare; il secondo è che, in generale, l'attività di contrasto al riciclaggio in Italia non è molto incisiva. Di conseguenza, ha senso considerare tale fattore se si ipotizza che tutti i canali utilizzati per riciclare denaro presentino la stessa rischiosità. Nel caso in cui tale indice non sia significativo o sia positivo, ovvero a una presunta maggiore rischiosità si riscontrano prezzi più elevati, bisogna concludere che tale proxy non è in grado di descrivere la componente di rischio;

- *Ipotesi 11:* l'andamento del tasso di evasione è positivamente correlato alla domanda e quindi al livello dei prezzi; il ragionamento sottostante a tale affermazione è analogo a quello svolto per le organizzazioni criminali: maggiore è la rilevanza e maggiori saranno le quantità di capitali potenzialmente reinvestibili nell'economia legale. Al fine di individuare la presenza di evasione all'interno di un determinato territorio può essere utile utilizzare come proxy l'incidenza dei controlli fiscali effettuati dalla Guardia di Finanza sulle attività commerciali (*evas_comm*) e sulle imprese (*evas_impr*), secondo l'ipotesi che maggiori controlli siano sintomo di maggiore evasione e quindi di maggiori capitali potenzialmente investibili nel settore immobiliare. Al fine di individuare l'effettiva rilevanza del fenomeno in analisi, tali indici tengono conto solo di quei controlli effettuati a seguito di sospetti preesistenti riguardanti irregolarità di vario genere.

Inserendo tutte le proxy nel modello, la regressione completa è così composta:

$$\begin{aligned} pimm_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 pil_pc_{it} + \alpha_2 pop_25_{it} + \alpha_3 u_{it} + \\ & + \alpha_4 aff_{it} + \alpha_5 INT_{it} + \alpha_6 IMI_{it} + \alpha_7 stock_pop_{it} + \\ & + \alpha_8 verde_pc_{it} + \alpha_9 tras_pc_{it} + \alpha_{10} rdiff_{it} + \\ & + \alpha_{11} ENTERPRISE_{it} + \alpha_{12} POWER_{it} + \alpha_{13} sos_pop_{it} + \\ & + \alpha_{14} evas_comm_{it} + \alpha_{15} evas_impr_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

dove i raggruppamenti fanno riferimento rispettivamente alle variabili macro, a quelle peculiari del settore immobiliare, a quelle edoniche, a quelle connesse al riciclaggio e infine a quelle legate all'evasione.

5. IMPLEMENTAZIONE DEL MODELLO

Per individuare l'applicazione del modello più adatta in termini di proxy considerate (scartando quelle statisticamente non significative) si effettuano alcune prove partendo dall'utilizzo delle variabili macro e immobiliari (Modello 1), per poi aggiungere quelle edoniche (Modello 2), quelle relative al riciclaggio (Modello 3) e infine quelle relative all'evasione (Modello 4). Tale procedura consente di dare un primo giudizio sull'affidabilità delle determinanti, sia in termini di significatività che di segno.

TABELLA 2 • REGRESSIONE PRAIS-WINSTEIN CON ANALISI PCSE, RIFERITA A 81 PROVINCE ITALIANE

Regressori	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4
Determinanti macro				
pil_pc	4367,951 ** (2,31)	951,569 (0,44)	3397,116 * (1,65)	2201,268 (0,77)
pop_25	1630,781 *** (6,21)	1975,031 *** (5,70)	2178,100 *** (3,85)	2184,802 *** (4,27)
u	119,170 (0,43)	118,542 (0,47)	-346,309 (-1,43)	-379,681 (-1,50)
Determinanti immobiliari				
aff	18,391 *** (21,78)	17,765 *** (24,67)	16,701 *** (29,71)	16,792 *** (28,88)
INT	-4,620 (-0,21)	0,639 (0,03)	-21,898 (-0,74)	-17,596 (-0,60)
IMI	-4759,76 ** (-2,17)	-5008,203 ** (-2,33)	-5678,261 ** (-2,40)	-5783,491 ** (-2,40)
stock_pop	866,916 *** (3,86)	687,330 *** (3,21)	623,251 *** (3,43)	670,346 *** (4,57)
Determinanti edoniche				
verde_pc	-	0,086 *** (6,86)	0,089 *** (5,31)	0,084 *** (5,11)
tras_pc	-	0,393 *** (2,90)	0,315 ** (2,41)	0,299 ** (2,23)
rdiff	-	0,583 (1,01)	1,286 *** (3,52)	1,133 ** (2,32)
Determinanti riciclaggio				
ENTERPRISE	-	-	217,284 *** (4,10)	207,825 *** (4,24)
POWER	-	-	9,104 (0,62)	12,479 (0,85)
sos_pop	-	-	36,759 (0,55)	36,915 (0,55)
Determinanti evasione				
evas_comm	-	-	-	-50,504 ** (-2,05)
evas_impr	-	-	-	-4,837 (-0,80)
costante	-1441,960 *** (-5,32)	-1549,069 *** (-5,01)	-1827,164 *** (-3,68)	-1798,419 *** (-3,99)
Osservazioni	324	324	324	324
R ²	0,9375	0,9394	0,9484	0,9452

Variabile dipendente: prezzi immobiliari, valori z in parentesi:

*** statisticamente significativo all'1 per cento; ** al 5 per cento; * al 10 per cento

Per quanto riguarda il primo gruppo di proxy non vi sono particolari appunti da fare, con pop_25 e pil_pc, in linea con le aspettative; solamente u non è mai significativo.

Passando alle componenti immobiliari, com'era lecito attendersi, i canoni di affitto incidono positivamente mentre i tassi d'interesse, influenzando i costi di finanziamento e il costo-opportunità, scoraggiano parte della domanda; tuttavia, tale fattore non è significativo. L'indice IMI e stock_pop sono le due componenti che suscitano il maggiore interesse, dal momento che in entrambi i casi l'apporto dato è di segno opposto a quanto ci si potrebbe attendere. Alla luce di ciò si può avanzare qualche dubbio sulla reale connessione tra i fondamentali e l'andamento dei prezzi immobiliari, dal momento che mentre per il secondo indice tale andamento era comunque preventivabile, per quanto riguarda l'IMI ci si trova in una situazione nella quale nonostante un mercato sempre meno dinamico i prezzi immobiliari sono comunque in ascesa.

Per quanto riguarda le variabili edoniche, tutti i fattori rispettano significatività e segno.

Passando alle componenti relative al riciclaggio, ENTERPRISE è sempre positivo e statisticamente significativo; ciò significa che l'impatto delle attività «d'impresa» delle organizzazioni criminali è positivamente correlato, segno che quindi una parte dei profitti viene effettivamente riciclata nel settore immobiliare. Per quanto riguarda POWER, essa non è significativa nei due modelli; tuttavia, il segno positivo può essere dovuto alla maggiore influenza dei proventi derivanti da tali attività che supera in termini assoluti l'effetto di esternalità negativa connessa alla maggiore presenza di crimine, che deprime la domanda «onesta» a causa di un maggior radicamento sul territorio di un determinata organizzazione criminale. Considerando infine sos_pop, anch'esso non è significativo ma, a differenza di POWER, non vi è ragione di mantenerlo nel modello definitivo, in quanto la positività del coefficiente conferma che tale indice non è rappresentativo del rischio connesso alle compravendite immobiliari.

Concludendo l'analisi con le componenti relative all'evasione, decidere se tali proxy sono realmente utili o meno sulla base di un solo modello non sarebbe prudente, così come commentare l'incidenza del segno dei coefficienti in assenza di altri riscontri.

5.1 MODELLO DI RIFERIMENTO

Escludendo quindi u, INT e sos_pop, si può sviluppare il modello di riferimento (Modello 5), dal quale partire per le successive valutazioni.

Dal momento che, per quanto riguarda le variabili «classiche», non vi sono particolari variazioni rispetto al Modello 4, si può passare direttamente alle proxy di maggiore interesse: per quanto riguarda il riciclaggio, mentre ENTERPRISE mantiene rilevanza e impatto del proprio coefficiente, POWER rimane non significativa e positiva, il che conferma la riflessione fatta poc'anzi sulla preponderanza della domanda supplementare da parte di chi ricicla rispetto alla minore domanda onesta; passando agli indicatori relativi all'evasione, entrambi confermano sia il segno che la propria significatività. In particolare, si può sottolineare l'incidenza della componente di carattere «commerciale», segno che probabilmente i capitali derivati da questo settore non vengono reinvestiti nel mercato immobiliare.

TABELLA 3 • MODELLO BASE

Regressori	Modello 5
Determinanti macro	
pil_pc	2307,046 (0,83)
pop_25	2321,449 *** (4,30)
u	-
Determinanti immobiliari	
aff	16,894 *** (35,64)
INT	-
IMI	-5023,292 *** (-2,95)
stock_pop	658,432 *** (5,07)
Determinanti edoniche	
verde_pc	0,083 *** (4,76)
tras_pc	0,327 *** (2,60)
rdiff	1,155 ** (1,96)
Determinanti riciclaggio	
ENTERPRISE	189,081 *** (3,97)
POWER	11,641 (0,80)
sos_pop	-
Determinanti evasione	
evas_comm	-59,152 ** (-2,18)
evas_impr	-3,480 (-0,49)
costante	-1951,98 *** (-4,31)
Osservazioni	324
R ²	0,9521

Variabile dipendente: prezzi immobiliari, valori z in parentesi:

*** statisticamente significativo all'1 per cento

** statisticamente significativo al 5 per cento

* statisticamente significativo al 10 per cento

A ogni modo, per individuare l'effettivo peso delle proxy sulle quotazioni immobiliari, può essere utile normalizzare i prezzi delle varie province a 100 e studiare l'incidenza delle singole variabili in percentuale. Nella seguente tabella, tale procedura è stata applicata a livello di macroaree, al fine di evidenziare eventuali peculiarità altrimenti non individuabili. Attraverso questa tabella è possibile confrontare le determinanti in maniera molto più immediata rispetto a un confronto tra i coefficienti.

**TABELLA 4 • CONTRIBUTO DELLE VARIABILI INCLUSE NEL MODELLO 5,
IN PERCENTUALE SUI VALORI IMMOBILIARI**

	Italia	nord	centro	sud
pimm	100	100	100	100
Contributo positivo				
pop_25	154,89	142,45	135,17	204,45
aff	72,05	68,47	74,81	75,82
stock_pop	30,51	28,55	24,98	41,31
ENTERPRISE	13,90	11,01	11,65	22,52
pil_pc	5,05	5,54	4,48	4,77
rdiff	2,69	3,68	2,03	1,50
tras_pc	2,04	2,20	1,74	2,08
POWER	1,31	0,58	0,80	3,41
verde_pc	1,01	0,96	1,04	1,06
Contributo negativo				
cost	-170,12	-151,28	-145,46	-238,73
IMI	-11,48	-11,16	-9,88	-14,11
evas_comm	-1,43	-0,73	-0,99	-3,37
evas_impr	-0,40	-0,27	-0,36	-0,72

Tra le variabili che incidono positivamente sui prezzi, gli indici maggiormente rilevanti sono, com'era lecito attendersi, pop_25 e il livello degli affitti.

Il terzo fattore in ordine d'importanza merita particolare attenzione: come è stato ipotizzato, l'indice stock_pop, più che rappresentare l'efficacia della regolamentazione edilizia, sembra mostrare una sorta di «effetto ricchezza», col risultato che lo stock pro capite aumenta e con esso pure i prezzi di equilibrio. Tuttavia, la rilevanza che ha questo coefficiente (addirittura maggiore di quello che dovrebbe essere l'indice rappresentativo della ricchezza per eccellenza, ovvero il PIL pro capite) è discretamente anomala. Se a ciò si aggiunge l'andamento dell'IMI, che mostra una correlazione negativa rispetto all'andamento dei prezzi, si può concludere come in quel periodo le quotazioni degli immobili non stessero seguendo completamente l'evoluzione di alcuni fondamentali, tanto più alla luce della crisi che

ha colpito il settore immobiliare proprio a partire dall'anno seguente. Per quanto riguarda le restanti proxy, il loro contributo è tutto sommato in linea con le attese, anche se meno rilevante in termini percentuali.

Un altro aspetto da considerare riguarda le componenti relative a riciclaggio ed evasione. Nella prima categoria va segnalato il ruolo svolto dalla componente «imprenditoriale» della criminalità organizzata: essa influisce positivamente sui prezzi di equilibrio, confermando il fatto già noto in letteratura che il mercato immobiliare sia una delle destinazioni classiche. La componente relativa all'attività di controllo mantiene il segno positivo, ma è pressoché irrilevante in sede di determinazione dei prezzi.

Per quanto riguarda i fattori relativi all'evasione, sia il contributo «commerciale» che quello «d'impresa» sono pressoché irrilevanti, segno che, a differenza di quanto detto sul riciclaggio, chi evade tende a non investire in questo settore.

Passando a un'analisi delle caratteristiche delle tre macroaree (nord, centro e sud), si può vedere come un divario esista non tanto tra le tre macroregioni quanto tra il centro-nord e il sud. Il primo dato da segnalare riguarda il peso della variabile ENTERPRISE nell'Italia meridionale, positivo e doppio rispetto al centro-nord. Per quel che concerne POWER, invece, tale rapporto aumenta a 4:1 e 6:1 in riferimento, rispettivamente, al centro e al Norditalia.

Per quanto riguarda i fattori relativi all'evasione, le percentuali sono abbastanza deboli; pure in questo caso, tuttavia, i valori relativi al meridione sono decisamente più rilevanti rispetto al resto del Paese.

5.2 ANALISI DI ROBUSTEZZA: DISAGGREGAZIONE DELLA COMPONENTE ENTERPRISE

Un possibile test per controllare la bontà dei risultati ottenuti col modello base consiste nell'esaminare più in dettaglio la componente ENTERPRISE. Così come sono state considerate distintamente le attività imprenditoriali da quelle di controllo del territorio, si può ulteriormente disaggregare il primo gruppo di crimini tra reati di carattere «non violento» (traffico di stupefacenti, prostituzione e ricettazione) e reati che invece prevedono l'uso della forza (furti e rapine) ma che tuttavia non ricadono sotto la categoria POWER, dal momento che a questi crimini è comunque associato l'esercizio di una qualche attività «di mercato» (per esempio la rivendita dei beni sottratti attraverso i furti e le rapine).

La motivazione per questa disaggregazione risiede nel fatto che, basandosi sul numero di reati contestati, il numero di furti e di rapine potrebbe «oscurare» le altre componenti. Attraverso questa disaggregazione si vuole verificare quanto le due componenti incidono in valore percentuale rispetto ai prezzi immobiliari, e come si caratterizza la loro influenza territoriale in relazione alla componente di estorsioni.

Di conseguenza, sono stati ricalcolati i pesi delle varie proxy utilizzando ENTERPRISE_a (o ENT_a) per rappresentare i reati «commerciali» e ENTERPRISE_b (o ENT_b) per quelli «violentii», applicando poi lo stesso tipo di regressione e lo stesso modello di partenza.

TABELLA 5 • CONFRONTO TRA IL MODELLO BASE E IL MODELLO CON ENTERPRISE DISAGGREGATA

Regressori	Modello 5 (base)	Modello 5 (modificato)
Determinanti macro		
pil_pc	2307,046 (0,83)	3546,501 (1,22)
pop_25	2321,449 *** (4,30)	2192,742 *** (4,76)
u	-	-
Determinanti immobiliari		
aff	16,894 *** (35,64)	16,413 *** (37,96)
INT	-	-
IMI	-5023,292 *** (-2,95)	-4625,375 *** (-2,80)
stock_pop	658,432 *** (5,07)	669,045 *** (5,50)
Determinanti edoniche		
verde_pc	0,083 *** (4,76)	0,082 *** (5,09)
tras_pc	0,327 *** (2,60)	0,352 *** (2,58)
rdiff	1,155 ** (1,96)	1,246 ** (2,01)
Determinanti riciclaggio		
ENTERPRISE	189,081 *** (3,97)	ENT_a 66,664 *** (2,67)
		ENT_b 146,367 *** (3,78)
POWER	11,641 (0,80)	7,183 (0,56)
sos_pop	-	-
Determinanti evasione		
evas_comm	-59,152 ** (-2,18)	-70,817 ** (-2,54)
evas_impr	-3,480 (-0,49)	-10,893 (-1,58)
costante	-1951,98 *** (-4,31)	-1892,47 *** (-4,80)
Osservazioni	324	324
R ²	0,9521	0,9474

Variabile dipendente: prezzi immobiliari, valori z in parentesi: *** statisticamente significativo all'1 per cento; * al 5 per cento; * al 10 per cento

Come possiamo notare, i due modelli considerati sono molto simili tra loro, segno che la disaggregazione effettuata non ha influenzato in modo rilevante l'impatto delle altre variabili; le due componenti ENT_a ed ENT_b mostrano entrambe segno positivo ed elevata significatività, con la seconda caratterizzata da un coefficiente più che doppio rispetto alla prima.

Al fine di poter comparare il reale effetto delle variabili considerate, si effettua nuovamente la normalizzazione dei prezzi; in questo caso, l'interesse si focalizza su ENTERPRISE_a ed ENTERPRISE_b.

**TABELLA 6 • CONTRIBUTO DELLE VARIABILI INCLUSE NEL MODELLO 5 MODIFICATO,
IN PERCENTUALE SUI VALORI IMMOBILIARI**

	Italia	nord	centro	sud
pimm	100	100	100	100
Contributo positivo				
pop_25	146,13	134,49	127,62	193,43
aff	70,03	66,50	72,65	73,78
stock_pop	30,94	29,00	25,38	42,05
ENTERPRISE_b	10,63	8,51	8,90	17,26
pil_pc	7,76	8,51	6,88	7,35
ENTERPRISE_a	5,81	3,93	5,37	10,23
rdiff	2,91	3,97	2,19	1,62
tras_pc	2,19	2,36	1,87	2,25
verde_pc	1,00	0,95	1,04	1,06
POWER	0,80	0,36	0,49	2,10
Contributo negativo				
cost	-164,71	-146,61	-140,97	-231,84
IMI	-10,57	-10,27	-9,10	-13,01
evas_comm	-1,70	-0,88	-1,19	-4,04
evas_impr	-1,24	-0,83	-1,14	-2,25

Confrontando i risultati ottenuti con quelli presentati nel modello base, si ha la conferma di quanto detto sopra con riferimento ai vari coefficienti, anche se in questo caso si ha una migliore e più immediata comparabilità tra le variabili.

Per quanto riguarda le proxy relative al riciclaggio, mentre POWER vede ridursi d'importanza, scendendo sotto l'1 per cento, ENTERPRISE_a ed ENTERPRISE_b mostrano due andamenti simili tra le macroaree, anche se il loro peso rimane ben distinto: mediamente, infatti, la componente violenta del riciclaggio «d'impresa» incide circa il doppio in termini assoluti rispetto a quella commerciale.

5.3 ANALISI DI SIMULAZIONE DEGLI EFFETTI DEL RICICLAGGIO SUI PREZZI IMMOBILIARI

Una volta misurata l'incidenza di ENTERPRISE e POWER in valori percentuali sulle quotazioni di mercato, è possibile calcolare il loro impatto anche in termini monetari, ovvero applicando tale percentuale sulle quotazioni di mercato; sottraendo tali valori ai prezzi di equilibrio, è possibile vedere quali sarebbero le quotazioni senza l'influenza dei capitali di origine criminale.

Per avere un'idea sull'impatto che hanno congiuntamente ENTERPRISE e POWER su tutte le aree analizzate, è possibile creare una tabella per macroarea nella quale si ordinano le province per la differenza tra prezzi di mercato e valori attesi in assenza di riciclaggio (calcolati come la media tra i valori attesi nel modello base e in quello in cui viene decomposta ENTERPRISE).

**TABELLA 7a • IMPATTO DEL RICICLAGGIO SULLE QUOTAZIONI IMMOBILIARI
DELLE PROVINCE DEL NORDITALIA**

provincia	quotazione	valore teorico	differenza	differenza %
Rimini	2290,39	1951,50	-338,89	-14,80 %
Genova	2290,15	1964,90	-325,25	-14,20 %
Savona	2600,82	2301,91	-298,91	-11,49 %
Bologna	2445,12	2152,63	-292,50	-11,96 %
Imperia	2070,42	1783,57	-286,85	-13,85 %
Ravenna	1501,35	1264,53	-236,82	-15,77 %
Torino	1670,69	1447,31	-223,38	-13,37 %
Milano	2063,36	1843,77	-219,59	-10,64 %
Parma	1726,33	1531,50	-194,83	-11,29 %
Padova	1207,95	1021,61	-186,34	-15,43 %
Pavia	1158,42	976,47	-181,95	-15,71 %
Asti	979,23	803,57	-175,66	-17,94 %
Ferrara	1041,47	866,13	-175,34	-16,84 %
Verbania	1141,21	968,37	-172,84	-15,15 %
Forlì	1562,90	1390,84	-172,06	-11,01 %
Modena	1240,36	1075,99	-164,36	-13,25 %
Reggio Emilia	1194,33	1037,36	-156,97	-13,14 %
Como	1666,52	1511,73	-154,79	-9,29 %
Piacenza	1216,37	1062,69	-153,69	-12,63 %
Brescia	1315,73	1167,18	-148,55	-11,29 %

provincia	quotazione	valore teorico	differenza	differenza %
Lodi	1234,23	1087,14	-147,09	-11,92 %
Novara	970,73	825,20	-145,53	-14,99 %
La Spezia	1795,69	1651,75	-143,95	-8,02 %
Alessandria	948,88	811,43	-138,45	-14,58 %
Bergamo	1494,80	1356,68	-138,12	-9,24 %
Varese	1175,84	1045,39	-130,45	-11,09 %
Vicenza	1083,21	953,67	-129,54	-11,96 %
Vercelli	1033,29	912,86	-120,44	-11,66 %
Rovigo	927,92	814,31	-113,61	-12,24 %
Cremona	947,22	835,71	-111,51	-11,77 %
Cuneo	1192,45	1082,31	-110,14	-9,24 %
Udine	918,93	820,47	-98,46	-10,71 %
Treviso	1282,79	1184,82	-97,97	-7,64 %
Mantova	1091,94	994,97	-96,97	-8,88 %
Pordenone	969,70	877,38	-92,32	-9,52 %
Lecco	1434,42	1342,67	-91,74	-6,40 %
Biella	822,88	737,58	-85,30	-10,37 %
Sondrio	1140,44	1055,72	-84,72	-7,43 %

Media del periodo 2005-2008

Le province sono state ordinate a seconda dell'incidenza del riciclaggio in termini assoluti. In questo modo si riesce ad andare oltre il fatto che, a parità di percentuali, l'impatto concreto potrebbe essere ben diverso: per esempio, mentre per la provincia di Udine la rilevanza di ENTERPRISE e POWER del 10,71 per cento corrisponde a una differenza di 98,46 euro per metro quadrato, nel caso di Milano il 10,64 per cento si traduce in 219,59 euro.

Da questa tabella si può osservare come nelle prime posizioni vi siano o aree particolarmente attrattive da un punto di vista di turismo balneare (Rimini, Genova, Savona, Imperia, Ravenna) o le cosiddette «grandi città» (Bologna, Torino, Milano). Tra le province meno colpite dal fenomeno oggetto di studio vi sono, oltre a zone con quotazioni di mercato basse già di partenza, anche casi come Lecco o Treviso che, nonostante prezzi più elevati, sono poco influenzati dal riciclaggio.

**TABELLA 7b • IMPATTO DEL RICICLAGGIO SULLE QUOTAZIONI IMMOBILIARI
DELLE PROVINCE DEL CENTROITALIA**

provincia	quotazione	valore teorico	differenza	differenza %
Lucca	2099,46	1817,07	-282,39	-13,45 %
Pistoia	1664,95	1414,35	-250,59	-15,05 %
Massa	1814,19	1567,20	-247,00	-13,61 %
Pescara	966,65	728,21	-238,44	-24,67 %
Firenze	2653,18	2416,38	-236,80	-8,93 %
Livorno	2330,46	2100,14	-230,32	-9,88 %
Roma	2893,34	2664,50	-228,85	-7,91 %
L'Aquila	901,71	694,70	-207,01	-22,96%
Teramo	904,30	698,94	-205,36	-22,71 %
Latina	1398,89	1197,28	-201,61	-14,41 %
Grosseto	1627,89	1431,84	-196,04	-12,04 %
Ascoli Piceno	1335,71	1145,06	-190,65	-14,27 %
Perugia	1188,89	1002,40	-186,49	-15,69 %
Prato	1836,61	1658,67	-177,95	-9,69 %
Pisa	1473,80	1306,13	-167,67	-11,38 %
Viterbo	1070,55	904,21	-166,34	-15,54 %
Pesaro	1233,45	1068,49	-164,96	-13,37 %
Terni	1002,84	849,49	-153,36	-15,29 %
Ancona	1489,97	1339,46	-150,50	-10,10 %
Arezzo	1317,35	1169,82	-147,53	-11,20 %
Chieti	1011,99	871,04	-140,95	-13,93 %
Macerata	1260,73	1122,28	-138,44	-10,98 %
Frosinone	887,97	763,30	-124,67	-14,04 %
Siena	2258,58	2142,25	-116,33	-5,15 %

Media del periodo 2005-2008

Passando all'Italia centrale si nota come, tra le prime sei posizioni, ben cinque siano occupate da province toscane; in questo caso il ragionamento svolto per il settentrione è applicabile solo in parte: nelle prime posizioni Massa e Livorno possono essere riconducibili al turismo balneare, mentre Firenze e Roma rientrano sia sotto l'aspetto dimensionale che sotto quello turistico. Tuttavia, per quanto riguarda province come Lucca, Pistoia e

Pescara è più difficile individuare uno specifico fenomeno che giustifichi una particolare vulnerabilità al riciclaggio di denaro. Analizzando le caratteristiche delle zone meno colpite dalle componenti relative al riciclaggio si può segnalare la particolarità di Siena: nonostante valori di partenza notevolmente elevati, l'incidenza è in media di soli 116,33 euro, pari al 5,15 per cento del dato reale.

In generale, si può vedere come rispetto all'Italia settentrionale l'impatto di ENTERPRISE e POWER sia più omogeneo in termini reali, senza la presenza di valori anomali.

Infine, rimane da analizzare la situazione dell'Italia meridionale; data la maggiore influenza del riciclaggio ci si aspetta valori più elevati, al di là del fatto che le quotazioni immobiliari siano in media più basse come riflesso del minore costo della vita.

**TABELLA 7c • IMPATTO DEL RICICLAGGIO SULLE QUOTAZIONI IMMOBILIARI
DELLE PROVINCE DEL SUDITALIA**

provincia	quotazione	valore teorico	differenza	differenza %
Napoli	1811,02	1291,39	-519,63	-28,69 %
Caserta	1077,96	662,22	-415,75	-38,57 %
Catania	1040,04	685,38	-354,66	-34,10 %
Palermo	1226,76	885,86	-340,90	-27,79 %
Trapani	691,78	443,14	-248,64	-35,94 %
Reggio Calabria	668,05	429,04	-239,01	-35,78 %
Brindisi	781,43	543,24	-238,19	-30,48 %
Salerno	1385,60	1151,57	-234,03	-16,89%
Catanzaro	727,82	501,43	-226,39	-31,10 %
Siracusa	665,62	446,55	-219,07	-32,91 %
Lecce	759,78	553,74	-206,04	-27,12 %
Messina	806,46	603,75	-202,71	-25,14 %
Taranto	726,82	526,08	-200,74	-27,62 %
Ragusa	766,16	567,98	-198,18	-25,87 %
Agrigento	653,00	459,91	-193,09	-29,57 %
Cosenza	580,46	404,29	-176,17	-30,35 %
Benevento	828,58	671,68	-156,89	-18,94 %
Avellino	790,36	654,55	-135,81	-17,18 %
Campobasso	816,89	714,46	-102,43	-12,54 %

Media del periodo 2005-2008

Il dato su Napoli è sicuramente quello che risalta maggiormente in questa tabella; non a caso è, assieme a Caserta, seconda per ordine di rilevanza, l'area di maggiore influenza della Camorra. Sempre per la stessa ragione, non è casuale la posizione di Palermo, visto il radicamento particolarmente elevato della criminalità organizzata in quell'area.

Se si prende come valore-soglia per l'incidenza del riciclaggio per esempio la somma di 200 euro per metro quadrato, si nota come mentre al nord le province nelle quali la rilevanza è maggiore siano circa una su quattro, al centro tale rapporto diventa quasi 1:2, per diventare 2:3 nel meridione.

6. LIMITI DEL MODELLO

Nonostante i risultati ottenuti siano certamente utili per fornire una possibile interpretazione sulla connessione tra economia non osservabile e mercato immobiliare, bisogna comunque tenere conto di alcuni limiti:

- per quanto riguarda il dataset di partenza, l'analisi fa riferimento a 81 delle 110 province; ciò, fondamentalmente, a causa della parziale disponibilità di dati dovuta all'istituzione di nuove province e della carenza di informazioni relative ad alcune variabili. Va segnalato come, a seguito di ciò, sia totalmente esclusa dall'analisi la regione Sardegna;
- per quanto riguarda le quotazioni immobiliari e i canoni di locazione, dal momento che i dati forniti dall'OMI - Agenzia delle Entrate fanno riferimento ai valori minimi e massimi, semestrali, per ogni tipo di immobile e a livello di zone intracomunali, è stata necessaria un'operazione di aggregazione al fine di ottenere un valore unico annuale a livello provinciale. Uno dei problemi rilevanti, sotto questo punto di vista, ha riguardato la nascita di nuovi comuni, la fusione di comuni pre-esistenti e in generale tutti quei fattori che hanno reso più difficile l'omogeneizzazione dei dati a livello provinciale. L'eventuale presenza di serie storiche incomplete è stata risolta scartando i comuni in questione. Va comunque sottolineato come tale procedura abbia riguardato aree poco popolate, che quindi avrebbero inciso solo marginalmente sulla media provinciale;
- in alcuni casi, in assenza di dati completi, sono stati utilizzati i valori relativi ai comuni capoluoghi di provincia applicandoli per l'intera area di riferimento. Tale procedimento è stato utilizzato per le tre proxy edoniche, l'IMI ed il rapporto tra stock immobiliare e popolazione residente;
- passando all'analisi vera e propria, va innanzitutto detto che, in assenza di dati più precisi, i valori riferiti alle componenti del riciclaggio fanno riferimento al numero di reati riscontrati, ipotizzando quindi una connessione diretta tra questi e il relativo giro d'affari; tale approccio implica anche che i vari tipi di reati abbiano tutti lo stesso peso in termini economici;
- un'altra limitazione riguarda il fatto che si ipotizza che i proventi derivanti dalle attività criminali considerate vengano riciclati nella stessa provincia e nello stesso anno nei quali i reati sono stati compiuti; ciò, dal momento che non vi è modo di tracciare l'effettivo movimento nello spazio e nel tempo di tali flussi;

- infine, un altro aspetto che non è stato considerato a causa dell'impossibilità di ponderare adeguatamente i dati in questione riguarda la potenziale differenza tra numero di reati segnalati e il totale di quel tipo di infrazioni: trattandosi di crimini riscontrati, il loro andamento nel tempo potrebbe essere perlopiù casuale; di conseguenza, non è detto che l'accertata rilevanza di criminalità organizzata in un determinato anno sia un indicatore preciso per descrivere il fenomeno nel suo complesso, così come non è detto che tutti i reati abbiano uguale probabilità di essere intercettati.

7. CONCLUSIONI

Dai risultati ottenuti si può evincere come, pur tenendo conto dei possibili limiti dell'analisi, l'economia non osservata incida in modo rilevante sulle quotazioni del mercato immobiliare. In particolare va sottolineata l'incidenza della proxy ENTERPRISE (con una predominanza della componente «violentà», legata a furti e rapine) rispetto alla non significatività statistica di POWER, a segnalare che l'idea di Mafia o Camorra che si ha nell'immaginario collettivo (molto legata ai reati come l'estorsione) non è più rappresentativa di ciò che è l'effettivo stato delle cose.

In generale, gli effetti dell'economia non osservata sui prezzi del settore immobiliare sembrano rilevanti e con significativi effetti distorsivi: le simulazioni condotte aiutano a quantificarne l'entità, mostrando quanti euro per metro quadrato si potrebbero risparmiare nella compravendita in assenza del fenomeno del riciclaggio. Estrapolando i dati a livello di macroaree, nel Norditalia a un prezzo medio teorico di 1224,04 euro corrisponde una quotazione reale di 1390,78 euro segno che, in assenza del fenomeno, i valori di mercato subirebbero una riduzione dell'11,99 per cento; nell'Italia centrale tale percentuale salirebbe al 12,42 per cento, a causa di quotazioni medie di 1525,98 euro e proiezioni teoriche di 1336,38 euro, mentre nel meridione si assisterebbe a un crollo dei valori di mercato, passando da 884,45 a 641,91 euro, corrispondente al 27,42 per cento.

Ciò che questo lavoro vuole sottolineare non è tanto la dimensione dei crimini che stanno a monte di questi flussi di denaro, quanto piuttosto gli effettivi risvolti sull'economia reale; in termini di distorsioni, tale domanda aggiuntiva di abitazioni implica che:

- i prezzi immobiliari rimangano artificiosamente elevati, quantomeno nelle zone in cui si concentra la domanda di origine illegale;
- se i cittadini «onesti» non finanziassero le organizzazioni criminali (per esempio acquistando stupefacenti o accedendo al mercato della prostituzione), tali somme verrebbero o depositate presso istituzioni bancarie sotto forma di risparmi, aumentando la liquidità bancaria e quindi stimolando condizioni più favorevoli nell'erogazione dei mutui, oppure investite nell'economia reale, stimolando i consumi. Da un lato, minori tassi d'interesse favorirebbero l'acquisto di beni immobiliari, con conseguenti tendenze al rialzo dei prezzi, come accade nel caso della domanda aggiuntiva proveniente dal riciclaggio; dall'altra parte, però, in assenza delle attività svolte dalle organizzazioni criminali l'economia reale sarebbe quantitativamente più sviluppata e più dinamica, senza tenere conto degli effetti, sia sul settore immobiliare che sull'economia in generale, derivanti dall'assenza di esternalità negative associate alla diffusione del crimine.

Va infine aggiunto che l'impatto del fenomeno del riciclaggio è rilevante anche per le conseguenze che esso comporta sotto il profilo dell'equità, oltre che dell'efficienza del sistema economico: mentre distorsioni introdotte nel mercato dell'oro o dei diamanti (altri settori tipicamente influenzati dai flussi di capitali da riciclare) causano disagi in termini di riduzioni dei consumi solo a quella parte di popolazione che può permettersi questi beni tipicamente di lusso, quelle relative al mercato degli immobili sono molto più sensibili in termini di disagi sociali provocati in quanto, in particolar modo in Italia, l'acquisto dell'abitazione rappresenta la destinazione naturale per investire i propri risparmi.

Seguendo le linee di questo lavoro e di Ardizzi et al. (2014b) si potrebbero aprire nuovi filoni d'indagine, fornendo ulteriori spiegazioni per settori già analizzati dalla letteratura sia aggiornando tali studi, in modo da tenere conto anche del ruolo svolto dalle componenti dell'economia non osservabile, sia tentando di stimare quantitativamente i flussi di tali capitali.

8. BIBLIOGRAFIA

- Anundsen, A. K., Jansen, E.S. (2013), *Self-reinforcing effects between housing prices and credit*, «Journal of Housing Economics», 22, 3, pp. 192-212
- Ardizzi, G., Petraglia, C., Piacenza, M., Turati, G. (2014a), *Measuring the underground economy with the currency demand approach: a reinterpretation of the methodology, with an application to Italy*, «Review of Income and Wealth», 60, 4, pp. 747-772
- Ardizzi, G., Petraglia, C., Piacenza, M., Schneider, F., Turati, G. (2014b), *Money laundering as a crime in the financial sector: A new approach to quantitative assessment, with an application to Italy*, «Journal of Money, Credit and Banking», 46, 8, pp. 1555-1590
- Block, A. A. (1980), *East Side - West Side. Organizing Crime in New York 1930-1950*, Cardiff, UK: University College Cardiff Press
- Diaz-Serrano, L. (2005), *Income volatility and residential mortgage delinquency across the EU*, «Journal of Housing Economics», 14, 3, pp. 153-177
- Kiefer, H. (2011), *The house price determination process: Rational expectations with a spatial context*, «Journal of Housing Economics», 20, 4, pp. 249-266
- Kiel, K.A., Zabel, J.E. (2008), *Location, location, location: The 3L approach to house price determination*, «Journal of Housing Economics», 17, 2, pp. 175-190
- Masciandaro, D., Takáts, E., Unger, B. (2007), *Black finance: the economics of money laundering*, Edward Elgar, Cheltenham
- Meen, G. (2012), *Price determination in housing markets*, «International Encyclopedia of Housing and Home», pp. 352-360
- Potepan, M.J. (1996), *Explaining intermetropolitan variation in housing prices, rents and land prices*, «Real Estate Economics», 24, 2, pp. 219-245
- Scafidi B.P., Schill, M.H., Wachter, S.M., Culhane, D.P. (1998), *An economic analysis of housing abandonment*, «Journal of Housing Economics», 7, 4, pp. 287-303
- Schneider, F. (2011), *Handbook on the Shadow Economy*, Edward Elgar, Cheltenham

- Schneider, S. (2004), *Organized crime, money laundering, and the real estate market in Canada*, «Journal of Property Research», 21, 2, pp. 99-118
- Stadelmann, D. (2010), *Which factors capitalize into house prices? A Bayesian averaging approach*, «Journal of Housing Economics», 19, 3, pp. 180-204
- Taltavull de La Paz, P., Gabrielli, L.. (2013), *Housing supply and prices reactions: a comparison approach in the Spanish and Italian Markets*, «XVI Encuentro de Economía Aplicada», Granada, 6-7 junio 2013
- Taylor, R.B. (1995), The impact of crime on communities. The Annals of the American Academy of Political and Social Science, 539, 1, pp. 28-45
- Unger, B., Siegel, M., Ferwerda, J., de Kruijf, W., Busuioic, M., Wokke, K., Rawlings, G. (2006), *The Amounts and Effects of Money Laundering*, Ministry of Finance, The Hague
- Unger, B., (2007), *The Scale and Impacts of Money Laundering*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Yan, Y., Xu, W., Bu, H., Song, Y., Zhang, W., Yuan, H., Wang, S-Y. (2007). Method for Housing Price Forecasting based on TEI@I Methodology. SETP 27, 7, pp. 1-9
- Zizza, R. (2002), *Metodologie di stima dell'economia sommersa: un'applicazione al caso italiano*, Banca d'Italia, «Temi di discussione», 463

LUCIA RIZZICA AND MARCO TONELLO*

MEDIA EXPOSURE AND CORRUPTION PERCEPTIONS**

Abstract. We analyze the impact of exposure to newspaper articles that report on corruption on individuals' perceptions about the likelihood that corruption events may occur in everyday life. We added a specific set of questions on corruption perceptions to the Italian household survey of 2014 and then linked the answers to data on the number of articles related to corruption that appeared in the day of the interview on the first page of the thirty most read national and local newspapers. Our identification strategy rests on the random scheduling of the dates of the interviews. Results show that increasing exposure to corruption news by one standard deviation (i.e. 7.5 news) determines an increase of corruption perceptions by 1.72 pp and a decrease in trust of law efficacy by 1.12 pp. The effects are robust to placebo and sensitivity checks and show relevant territorial heterogeneity.

Keywords. Corruption perceptions, media, newspapers

1. INTRODUCTION

How well do corruption perception measures reflect actual levels of public sector corruption? Cross-national corruption perception measures have come under much theoretical and empirical scrutiny in recent years, with serious implications for the validity and reliability of the data. Critics argue that perceptions do not reflect actual corruption because they are biased by external factors such as economic performance, individual characteristics and local conditions (Charron 2015). Moreover, a number of recent empirical studies, mainly focused on developing areas (Olken and Pande 2012), have put forth evidence that outside experts' assessments of corruption correspond little, if at all, with the experience and views of actual citizens, thus casting a shadow on the validity and reliability of the existing measures of corruption based on perceptions.

In this paper we focus on one potential channel which might bias individuals' perceptions about corruption, i.e. media exposure. In fact, a growing and recent body of the economic literature has shown that media exposure has the potential to affect individual behaviors, thus having relevant economic consequences. This is true for consumption and savings behaviors (Bertrand et al. 2010, De Paola and Scoppa 2014), but also for voting choices (Barone et al. 2015, Della Vigna et al. 2014), violent behaviors (Dahl and Della Vigna 2009) and family formation decisions (Bassi and Rasul 2014, Chong and La Ferrara 2009). In principle, exposure to corruption news

* The views expressed in the article are those of the authors only and do not involve the responsibility of the Bank of Italy. The usual disclaimers apply. We would like to thank Francesco Drago, Tommaso Frattini, Silvia Giacomelli, Nicola Gennaioli, Francesco Manaresi and Giuliana Palumbo for useful comments.

** Bank of Italy, Directorate General for Economics, Statistics and Research, Structural Economic Analysis Directorate, Law and Economics Division. Corresponding author: marco.tonello@bancaditalia.it.

reported by the media could be an important tool for individuals to gain more information about the magnitude of the phenomenon. However, if media excessively report corruption scandals and news even in absence of real corruption events, this might determine a bias in the formation of the individuals' perceptions about the extent of corruption in the society. On top of that, increasing individual biased perceptions might end up generating a multiplier effect in the formation of biased beliefs.

To uncover the causal effect of exposure to media about individual perceptions of corruption and about the effectiveness of contrast activity we exploit two original data sources. Corruption perceptions are obtained from a set of specific questions contained in the 2014 wave of the Italian Survey of Households, Income and Wealth, conducted by the Bank of Italy on a representative sample of about 2,000 heads of households. The survey contains several questions aimed at uncovering individuals' perceptions about how spread is corruption and how effective are police investigations and the judicial system in contrasting it. In the same period in which the survey interviews were conducted, we collected daily information on corruption news and scandals that appeared on the front page of 30 on-line newspapers. The type of news we recorded includes not only corruption facts, such as arrests or judicial sentences for bribes, but also, for example, politicians' speeches and declarations about the fight against corruption or the release of institutional reports on the spread of corruption across countries. The identification of the intention-to-treat (ITT) parameter of the effect of exposure to media corruption coverage on individual corruption perceptions is achieved exploiting the random scheduling of the interviews.

The results show that there exists a positive causal relation between media exposure to corruption news and corruption perceptions. This relation is stronger and statistically significant for the question of the survey describing the most serious case of corruption, which individuals are least likely to have experienced directly. Interestingly, among the perceptions about the effectiveness of the measures of contrast, only that on the effectiveness of the judicial system is (negatively) affected by media exposure, while that on the effectiveness of investigations is not affected. The effects display relevant territorial heterogeneity: while individuals in the North of the country are the most influenced in their corruption perceptions, those residing in Southern regions are only affected in their effectiveness of justice perceptions. Our estimates are robust to the use of alternative measures of corruption news coverage and placebo tests. Finally, we exploit the coefficients estimated from a battery of regressions on the subsamples defined by the individuals residing in the three geographic macroareas (North, Center, South of Italy) to construct a (sub-national) indicator of corruption perceptions net of the effects of media exposure.

Our work contributes to the literature in several aspects. First, thanks to the richness of our data, we are able to identify the determinants of corruption perceptions at the microlevel, and test whether characteristics such as gender, education, occupation, frequency of interaction with the Public Offices have an effect in shaping the perceptions. Second, but most importantly, we are the first to provide evidence on media persuasion in relation to beliefs about corruption. We show that there exists a causal relation between media coverage of corruption news and scandals and corruption and enforcement perceptions. This, in turn, provides indirect evidence that corruption indicators based on perceptions can

be misleading but also has potential major implications in terms of voting behavior and investment decisions. Third, we show that the impact of media on perceptions may also differ significantly within any given country so that individuals living in areas where there is less corruption tend to be more impressed by the news they read on the newspapers and thus revise upwards their beliefs about the extent of corruption more than individuals living in areas with higher levels of corruption. A similar mechanism would attenuate the informative content of a corruption index based on individual perceptions.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 reviews the relevant literature, while Section 3 describes the data sources used and provides general descriptive evidence. Section 4 illustrates the identification strategy and discusses the possible sources of confounding factors. Section 5 provides the results, while Section 6 describes several robustness and sensitivity checks. Section 7 concludes.

2. RELATED LITERATURE

Our work contributes to two main bodies of the literature. First, it contributes to the literature on how to measure corruption. As this is an unobserved phenomenon many scholars focused on how to best elicit corruptive behaviors and what are the main shortcomings of the existing methodologies. Second, our work contributes to the literature that investigates the influence of media on the beliefs and perceptions that individuals hold. This more recent strand of literature on persuasion takes the moves from psychology to incorporate aspects of bounded rationality in the agents' decision making processes. In what follows, we briefly review the evidence provided by the existing literature along these two dimensions.

MEASURING CORRUPTION. In the light of the impossibility of fully observing corruption, scholars moved towards measures based on subjective estimates, or perceptions, of corruption rather than on the actual amount of bribes paid or on actual thefts of resources. Indicators of this type range from the Economist Intelligence Unit Business International Indicators, to the World Bank Governance Indicators, the Transparency International Corruption Perception Index and Global Corruption Barometer, and the European Commission EuroBarometer¹. Micro-founded studies seem to confirm that perceptions do contain some information about how much corruption there is. Fisman and Miguel (2007) for instance, studied the parking behavior of UN diplomats of different nationalities residing in New York finding that there is a strong positive correlation between the level of corruption in the diplomat's home country as predicted by perception indexes and his actual amount of accumulated unpaid parking violations. Olken (2009) examines the accuracy of corruption perceptions by comparing Indonesian

¹ Economists have largely exploited these data to run cross country regressions on various aspects: Knack and Keefer (1995), Mauro (1995) estimated the impact of corruption on growth, La Porta et al. (1999) investigated the determinants of cross country differences in these indexes, Fisman and Gatti (2002) studied the relationship between fiscal decentralization and corruption, Fredriksson and Svensson (2003) that between political instability and corruption.

villagers' reported perceptions about corruption in a road-building project in their village with a more objective measure of missing expenditures in the project. The results show that villagers' perceptions do contain some information about the real level of corruption in the project, even if the magnitude of the reported corruption is smaller compared to the objective measure and the reported corruption responds little to changes in actual corruption.

In spite of this evidence, the most recent literature has questioned the reliability of perception-based corruption measures suggesting that perceptions may deviate from experience in systematic ways which may eventually overturn cross country rankings based on perception indexes. Indeed these are likely to be affected by individual or country characteristics even holding corruption experience fixed (Banerjee and Hanna 2012, Donchev and Ujhelyi 2014). First, there is a problem of defining what is corruption. While a common and broad definition is that «corruption is the misuse of public office for private gain» (Svensson 2005), the boundary between what is corruption and what is not is eventually defined by law. Yet, laws differ across countries and often even within countries. Second and most importantly, there may be significant differences in cultural and social norms across countries so that citizens of one country may find certain behaviors more acceptable than citizens of another one, which would, just for this reason, result more corrupt according to indexes based on corruption².

In the light of these limits, the most recent economic literature has moved towards developing new tools to measure the extent of corruption. Some have tried to refine the surveys on actual behaviors so as to elicit truthful answers: Svensson (2003) gathered information by a sample of Ugandan firms about the amount of bribes they were paying; Olken and Barron (2009) provided evidence based on direct observation; Brollo and Troiano (2013), Brollo et al. (2013) and Ferraz and Finan (2011) exploited physical audits of governmental processes in Brazil. While many of these studies have proposed more accurate and reliable methods of measuring corruption, their implementability remains limited because they are generally very costly and hard to replicate across countries. For this reason perception-based indexes remain the main source of information for policymakers and stakeholders. In this paper we provide evidence of an unexplored channel by which these measures may be misleading, shedding light on a source of volatility in perceptions which tends to disproportionately amplify differences across little and very corrupt countries. Indeed media contents are at the same time expression of the common perceptions about corruption and source of information on which these perceptions are based, for this reason they tend to polarize the perceptions across countries.

² For example, according to a survey published by the World Bank and Vietnam's Government Inspectorate (Anderson et al. 2010), in 2010 29 per cent of vietnamese patients of public hospitals gave their doctors an envelope with money to speed up and secure their service and of these over 75 per cent did it voluntarily without being asked to by the doctor. Scholars argue that this attitude is rooted in the Confucian gift-giving tradition for which gifts stem for gratitude. Similarly, a recent paper by Lee and Guven (2013) shows that more masculine societies have lower probabilities of viewing bribery as being seriously wrong and that individual attitude to risk taking is among the main determinants of bribe justification.

MEDIA PERSUASION. Perceptions, or beliefs, about the extent of corruption are likely to affect numerous individual actions: citizens' voting choices, entrepreneurs' investing decisions, governments funding allocations. In the absence of the possibility to observe directly how much corruption there is, individuals are bound to learn this from the signals they receive from more informed parties, primarily the media. A recent strand of literature has indeed focused on the persuasive power of media on individual beliefs and behaviors (Della Vigna and Gentzkow 2010).

The richest literature has looked at the effects of media contents on voting behaviors (Barone et al. 2015, Della Vigna et al. 2014, Della Vigna and Kaplan 2007, Enikolopov et al. 2011). Closely related to these papers is the work by Mastrorocco and Minale (2015), who show that reducing exposure to crime-related news decreases concerns about crime of elderly individuals. The authors argue that this change in crime perceptions is likely to have important implications for voting behavior.

But the literature on the persuasive power of media is not limited to the effects on voting. Media have been shown to affect also violent behaviors (Dahl and Della Vigna 2009), family decisions and fertility choices (Bassi and Rasul 2014, Chong and La Ferrara 2009, Chong et al. 2012) and gambling attitudes (De Paola and Scoppa 2014).

Our paper will investigate the impact of corruption news reported on newspapers on beliefs about corruption in Italy. On top of being a yet unexplored channel of persuasion by the media, this is likely to have significant impacts on voting behaviors, on the choice between public and private services or jobs, or on investment decisions and can thus help us understand individual choices in many different fields.

3. DATA AND DESCRIPTIVE EVIDENCE

We combine information on corruption perceptions and media coverage of news about corruption scandals using two original sources of data. Corruption perceptions are collected through ad hoc questions added in the Thematic Section of the 2014 intermediate wave of the Italian Survey of Households, Income and Wealth (henceforth, SHIW), while in the Corruption News Dataset (henceforth, CND) we collected all corruption news and scandals reported in the front page of a representative sample of on-line newspapers in the same days when the SHIW interviews were conducted.

3.1. MEASURES OF CORRUPTION PERCEPTIONS AND MEDIA COVERAGE

MEASURES OF CORRUPTION PERCEPTIONS. The SHIW is designed by the Bank of Italy and conducted through an independent and external professional society. Since 2010, the SHIW provides the Italian database for the European Union Household Finance and Consumption Survey (HFCS) coordinated by the European Central Bank and conducted every two years on a representative sample of households. The survey thus contains standardized sections harmonized at the European Union level, from which we can retrieve several socio-economic information on the households. The 2014 intermediate wave surveyed about 2,000 households (one fourth of the full sample surveyed every two years, in a rotation pan-

el scheme), which form a representative sample of the Italian households (up to the regional level). The survey was conducted by professional interviewers between January and March 2014. The SHIW 2014 wave contains a Thematic Section on corruption which includes a set of questions aimed at describing the individual's perceptions about the phenomenon. These questions were answered only by the head of the household and thus refer to his/her own perceptions and not those of the other members of the household. In particular, the head of the household was asked to state how likely it is, in his/her own opinion, for some events of corruption to occur. Specifically, the respondent was described several situations in which an hypothetical citizen was faced with a request of bribe or similar dishonest behaviors on the part of a public officer, and asked to assign to each of these events a subjective probability of occurrence between 0 (not at all likely) and 100 (certainly happening). The questionnaire structure was the following: «Imagine that a citizen refers to a Public Office for some service. Without reference to your personal experience, attach to each event the probability (between 0 and 100) of how likely is the event to occur. Low values indicate low probability of realization, high values high probability of realization:

- the public officer hints that he would accept a sum of money, a favor or a gift in exchange for providing the service (direct corruption, most serious case - DC1);
- the public officer hints that he would accept a sum of money, a favor or a gift in exchange for expediting the service provision (direct corruption, less serious case - DC2);
- the public officer suggests turning to a specific intermediary to obtain the provision of the service or expedite it (indirect corruption, most serious case - IC1);
- the citizen has to ask for the intervention of a friend or acquaintance who works in the Public Administration in order to expedite the service provision (indirect corruption, less serious case - IC2)».

Given the nature of the SHIW sample, it focused on cases of petty corruption because so as to refer to plausible situations, i.e. situations which are somehow likely to occur to citizens in everyday life and not only to businessmen and firms interacting with Public Offices. Indeed, the situations described to the respondents can be either legally defined as corruption cases (DC 1 and DC 2) according to the Italian Penal Code, or to bad practices and bad social norms which can represent cases of indirect corruption (ID3 and ID4).

In a second set of questions, respondents were asked to disclose their perceptions about the probability that a corrupt public officer is discovered and subsequently sanctioned, thus investigating individual's perceptions about the effectiveness of measures of corruption contrast. Again, the respondent had to assign a probability between 0 and 100 to each event, where low (high) values correspond to low (high) probability. The events described were³:

³ In detail, we asked: «Attach to each event the probability (between 0 and 100) of how likely is the event likely is to happen. Low values indicate low probability of realization, high values high probability of realization». Notice also that in the remainder of the paper we will generally refer to direct or indirect corruption perceptions when referring to, respectively, the DC and IC, and to investigations or justice enforcement perceptions when referring to, respectively, EI and EJ.

- a corrupt public officer is discovered (Enforcement: investigations - EI);
- a corrupt public officer who has been discovered, eventually serves a term of imprisonment (Enforcement: justice - EJ).

TABLE 1 • DESCRIPTIVE STATISTICS: INDIVIDUAL CORRUPTION PERCEPTIONS

	Direct corruption most serious (DC1)	Direct corruption less serious (DC2)	Indirect corruption most serious (IC1)	Indirect corruption less serious (IC2)	Enforcement Investigations (EI)	Enforcement Justice (EJ)
Occupation status						
Employed (N=532)	33.77 (28.22)	34.42 (28.7)	38.7 (29.1)	47.47 (31.1)	37.1 (27.54)	16.31 (21.65)
Self employed (N=136)	37.07 (27.66)	37.27 (28.19)	43.74 (29.59)	50.05 (29.22)	36.99 (26.83)	12.28 (18.77)
Not occupied (N=1137)	37.65 (28.97)	38.02 (29.19)	41.67 (28.99)	49.63 (31.11)	35.18 (25.59)	15.99 (20.75)
Education level						
Higher education (N=841)	33.9 (27.47)	34.14 (27.86)	39.21 (28.48)	48.91 (30.67)	36.39 (26.62)	15.35 (20.69)
Lower education (N=964)	38.7 (29.55)	39.31 (29.77)	42.47 (29.55)	49.13 (31.25)	35.44 (25.98)	16.2 (21.07)
Contacts with Public Offices						
Lower than the median (N=965)	34.13 (27.5)	34.98 (28.13)	39.06 (28.23)	46.54 (30.35)	35.98 (25.95)	14.83 (20.13)
Higher than the median (N=840)	39.14 (29.8)	39.11 (29.84)	43.12 (29.92)	51.88 (31.45)	35.77 (26.66)	16.91 (21.69)
Geographical area						
North (N=702)	32.03 (27.05)	32.61 (27.85)	35.71 (28.03)	41.96 (29.74)	36.77 (26.2)	15.43 (21.34)
Centre (N=396)	34.18 (27.27)	35.35 (27.55)	39.24 (28.2)	47.52 (28.94)	31.96 (26.28)	12.91 (19.28)
South (N=707)	42.14 (30.1)	42.03 (30.15)	47.11 (29.51)	56.88 (31.49)	37.2 (26.17)	17.79 (21.13)
Total						
(N=1805)	36.46 (28.69)	36.9 (29)	40.95 (29.09)	49.03 (30.97)	35.88 (26.28)	15.8 (20.89)

Notes: Mean coefficients, standard deviations in parentheses.

Source: Italian Survey of Households' Income and Wealth (SHIW 2014).

Table 1 provides an overview of the corruption perceptions obtained from the survey. Overall, the descriptive pattern that emerges is reassuring about the ability of the survey questions to capture individual's expectations regarding corruption events. Indeed, we observe that individuals assign on average higher probability to corruption events which constitute less serious offenses (i.e., on average we observe that $DC1 \leq DC2 \leq IC1 \leq IC2$), and that the average perceived probability of detection (EI) more than doubles that of serving in prison when discovered (EJ). When analyzing heterogeneity in responses along observable characteristics we find that: lower educated individuals tend to attach a higher probability to the occurrence of serious corruption events (DC1 and DC2); similarly, individuals who are either not employed (inactive or unemployed) or self employed tend to report higher perceptions of corruption than employees; direct knowledge of Public Offices seems to increase the perceived likelihood of corruption as those individuals who report having attended a Public Office more often report higher corruption perceptions on all questions. Finally, Table 1 shows a consistent pattern of geographical heterogeneity within the country with individuals residing in Southern regions systematically reporting higher levels of perceived corruption. Conversely, enforcement perceptions (EI and EJ) do not vary substantially across observable characteristics and are also quite homogeneous across macroareas, albeit generally higher in the South. This geographical heterogeneity is a rather important aspect in Italy, where differences between the North and the South, both individuals' and firms' behavior (Guiso et al. 2013).

MEASURES OF MEDIA COVERAGE. Over the weeks in which the SHIW was conducted (i.e. between January and March 2014), we collected daily information on all news related to corruption on the front page of 30 on-line newspapers⁴. We chose the ten most read national newspapers, plus the single most read newspaper in each region according to data published by the National Agency of Press Diffusion. A complete list of the newspapers monitored is reported in the Appendix Figure A.1. For each newspaper's homepage, we recorded the number and the type of news containing (in the article title or text) a family of keywords referred to corruption⁵. This implies that the news we recorded do not only refer to corruption facts but also, for example, to politicians' declarations about fighting corruption.

With these data we construct two measures of individuals' exposure to corruption news. The first measure is given by the sum of corruption news occurred in each day both in National (N) and Local (L) newspapers:

$$\text{News}_{d}^N = \sum_{j=N,L} \text{news}_{dj} \quad (1)$$

⁴ Our data collection methodology is similar to that of Di Tella and Franceschelli (2011). They measure, on a daily basis, the size (extension in squared cm) of articles about corruption that appear on the front page of the four most read national newspapers in Argentina. Aim of their paper is to study the relationship between corruption news reporting and government funding of the newspapers through advertising.

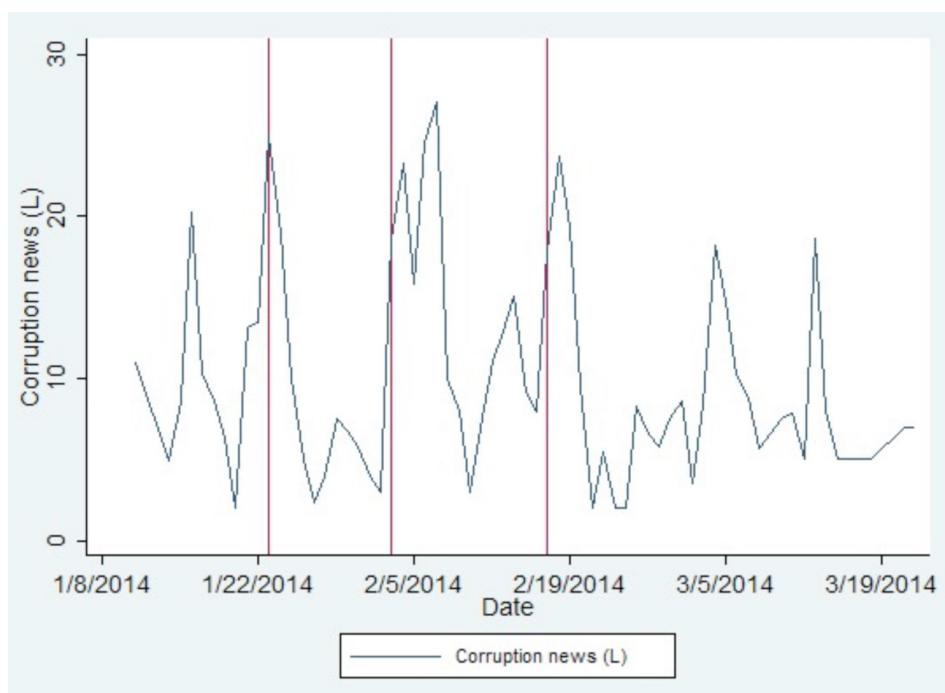
⁵ These include the family of words originating from the word corruption (i.e. corruption, corrupted, to corrupt); bribe, bribery and the family of its synonyms; embezzlement and misappropriation.

We label this measure Corruption News - National (N) as it only displays daily variability but is uniform across the whole national territory. The second measure is instead given by the sum of corruption news occurred in each day in national (N) newspapers plus the sum of the news appeared in local newspapers⁶

$$\text{News}_d^L = \sum_{j=N,L} \text{news}_{dj} + \sum_{j=L} \text{news}_{dj} \quad (2)$$

We label this measure Corruption News - Local (L) as it incorporates a local component, so as to take into account that two individuals interviewed in the same day but residing in two different provinces might be exposed to a national (common) level of corruption news plus a local (province specific) level of corruption news because they read different newspapers which reported different local corruption news.

FIGURE 1 • CORRUPTION MEDIA COVERAGE MEASURES

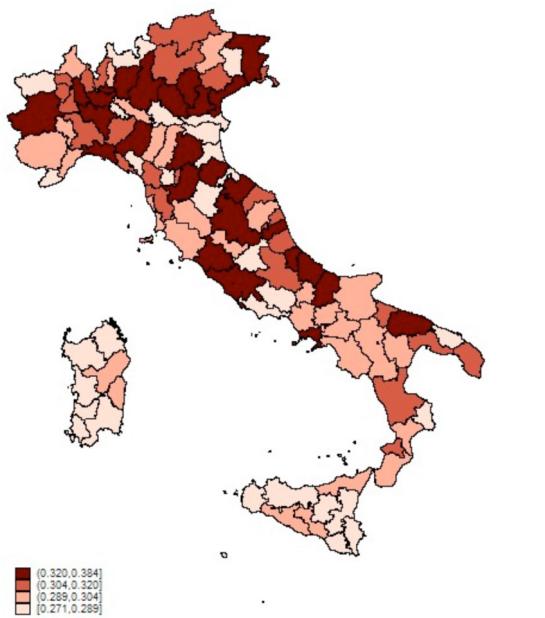


Notes: the time lines show daily average of the the measure of media coverage (Corruption News Local) by date. The vertical lines denote the occurrence of three main events: i) issuing of the EU Commission report on corruption, (ii) settlement of new Prime Minister with declarations on corruption contrast, (iii) pope Francis preach against corrupt politicians and Prime Minister Renzi appoints Cantone as special commissioner for anti-corruption policies. Source: own elaborations from Corruption News Database (CND).

⁶Newspapers are defined as «local» if the are distributed, in paper version, in the province in which the individual lives. Data on the diffusion of each newspaper are taken from the National Agency of Press Diffusion (Agenzia Nazionale Diffusione Stampa) and refer to 2011.

Figure 1 highlights the daily variation of the corruption local news measures (News_{dp}^L), while Figure 2 displays its geographical variability across provinces. In our baseline analysis, we exploit the local measure so as to take into account the geographical variation in the exposure. However, we show in a later section that our results are robust to the use of the simplest national measure (News_{dp}^N).

FIGURE 2 • CORRUPTION MEDIA COVERAGE: LOCAL MEASURE GEOGRAPHICAL VARIATION



Notes: the map shows the daily average number of local corruption news in each province during the period of the SHIW interviews. Source: own elaborations from Corruption News Database (CND).

3.2. DESCRIPTIVE EVIDENCE

Our final sample consists of 1,805 (heads of) households surveyed over a period of 64 days between January and March 2014. General descriptive statistics are contained in Table 2. On average, we recorded about 12 corruption news per day. Our sample of individuals is balanced across gender and geographical location (40 percent of the sample resides in Northern regions, another 40 percent in Southern regions and the rest in the Center). The average individual is about 60 year-old, while half of the sample obtained only a junior high school diploma, and only 12 per cent have a college degree.

In Table 3 we run a battery of descriptive OLS where we regress the individual observable characteristics listed in Table 2 on the corruption and enforcement perception measures. This first piece of evidence provides a relevant contribution to the existing findings in the literature, as very few papers have managed to provide an analysis of the determinants of the perceptions of corruption based on individual microdata (Lee and Guven 2013, Mo-

can 2008). We observe that age, education, familiarity with public offices and geographical location are individual determinants of the perceptions, while gender and employment status do not seem to have any significant direct influence. For example, focusing on DC1, we find that increasing individual age by ten years is associated to a decrease of almost 1.4 pp in the corruption perception, while high school educated and college educated individuals have corruption perceptions about 4 pp lower as compared to individuals with only junior high school diploma. Moreover, those who interact more frequently with public offices (more than 10 times per year) have corruption perceptions about 6.8 pp higher as compared to individuals who do not interact at all. There are also differences between corruption and enforcement perceptions: the education and age variables are not statistically significant determinants of the enforcement perceptions, while the self-employed have perceptions about the effectiveness of law enforcement which are about 4 pp lower as compared to not employed. Finally, geographical location seems to be a major determinant, especially for corruption perceptions: residing in the South of Italy is associated with corruption perceptions between 8 and 14 pp higher as compared to individuals residing in Northern regions.

TABLE 2 • DESCRIPTIVE STATISTICS: DEPENDENT AND CONTROL VARIABLES

Variable name	Mean	Sd	Max	Min	N
Dependent variables					
Corruption news per day (national)	11.53	7.33	30	2	64
Corruption news per day, per province (local)	12.1	7.49	30	1	889
Controls					
Female	0.5	0.5	1	0	1805
Age	60.25	15.38	95	18	1805
Junior School	0.53	0.5	1	0	1805
High School	0.35	0.48	1	0	1805
College	0.12	0.32	1	0	1805
Employed	0.29	0.46	1	0	1805
Self employed	0.08	0.26	1	0	1805
Not employed	0.63	0.48	1	0	1805
Civil servant	0.1	0.3	1	0	1805
Not going to public office	0.07	0.25	1	0	1805
Go to public office at most 5 times py	0.56	0.5	1	0	1805
Go to public office at most 10 times py	0.21	0.41	1	0	1805
Go to public office more than 10 times py	0.16	0.37	1	0	1805
North	0.39	0.49	1	0	1805
Center	0.22	0.41	1	0	1805
South	0.39	0.49	1	0	1805

Notes: Sample is that used in the empirical analysis.

Source: Italian Survey of Households' Income and Wealth (SHIW, 2014) and Corruption News Database (CND).

TABLE 3 • DESCRIPTIVE OLS REGRESSIONS: INDIVIDUAL DETERMINANTS
OF CORRUPTION PERCEPTIONS

	(1) DC1	(2) DC2	(3) IC1	(4) IC2	(7) EI	(8) EJ
Female	2.191 (1.574)	2.266 (1.482)	0.269 (1.328)	0.015 (1.556)	-0.457 (1.154)	1.292 (1.096)
Age	-0.139** (0.066)	-0.155*** (0.056)	-0.150** (0.058)	-0.130** (0.060)	0.044 (0.045)	-0.026 (0.040)
High School	-4.066** (1.739)	-4.081** (1.760)	-2.163 (1.844)	1.040 (1.911)	1.001 (1.482)	-0.942 (0.982)
College	-3.793* (2.020)	-5.503** (2.085)	-3.638* (2.147)	2.057 (2.729)	-1.829 (2.444)	-1.747 (1.496)
Employee	-2.873 (2.238)	-2.308 (1.951)	-2.421 (2.049)	-2.009 (2.194)	2.003 (1.721)	-0.232 (1.660)
Self employed	-1.071 (2.532)	-0.965 (2.309)	0.900 (2.587)	-2.183 (2.667)	2.128 (2.282)	-3.981** (1.814)
Civil Servant	-2.347 (2.282)	-3.579 (2.617)	-3.290 (2.730)	-4.656* (2.758)	2.829 (2.535)	2.525 (1.932)
Go to public office at most 5 times py	-0.327 (2.998)	0.202 (2.826)	2.813 (2.972)	2.840 (3.810)	2.874 (2.999)	4.557*** (1.566)
Go to public office at most 10 times py	2.185 (3.239)	1.190 (3.137)	2.137 (2.933)	4.142 (4.110)	0.142 (3.876)	4.623** (1.961)
Go to public office more than 10 times py	6.822** (3.017)	6.530** (3.019)	7.483*** (2.816)	9.304** (3.975)	6.104* (3.549)	8.599*** (2.001)
Center	2.258 (1.805)	2.878 (1.869)	3.662** (1.554)	5.921*** (1.822)	-4.824** (2.023)	-2.384* (1.344)
South	8.630*** (1.704)	8.053*** (1.821)	10.609*** (1.750)	14.544*** (1.853)	0.987 (1.564)	2.129 (1.472)
Constant	41.524*** (6.531)	43.104*** (5.791)	43.814*** (6.041)	46.541*** (6.596)	30.325*** (5.174)	12.174*** (3.276)
Clusters	64	64	64	64	64	64
Observations	1805	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.0458	0.0416	0.0444	0.0590	0.0148	0.0216

Notes: robust standard errors in parentheses clustered for the day of the interview (64 clusters). For the definition of the control variables see Table 2; the categorical dummies omitted in the regressions are Junior School, Not employed, Not going to public office, North. Significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source: Italian Survey of Households' Income and Wealth (SHIW, 2014) and Corruption News Database (CND).

4. IDENTIFICATION

Aim of the empirical analysis is to identify the effect that exposure to corruption news in the day of the interview has on the individuals' perceptions about the diffusion of various forms of corruption (i.e. DC and IC measures) and about the effectiveness of contrast tools (i.e. EI and EJ measures). Thus, we perform OLS regressions based on the following baseline specification:

$$\text{Corruption}_{ipd} = \alpha_0 + \beta \text{News}_{dp} + \alpha_1 X_i + \phi_t + \phi_p + \varepsilon_{ipd} \quad (3)$$

where Corruption_{ipd} is one of the corruption or enforcement perceptions measures given by individual i residing in province p and interviewed in day d ; News_{dp} is the local corruption news measure, that is the number of corruption news appeared on the front page of on-line newspapers in day d for all the individuals i living in province p . X_i is a set of individual level determinants of corruption perceptions (see Table 3), while ϕ_t and ϕ_p are a set of time and geographical fixed effects. Given the random nature of the interview scheduling we are able to attach to the estimated parameter β a causal interpretation. In this case, the media coverage of corruption in each day is orthogonal to the individual's characteristics and thus the parameter β delivers the effect of one additional piece of corruption news (appeared in the on-line newspapers) on the individual's perceptions. The vector of individual controls (X_i) helps to clean out from the effects of individual specific characteristics, while the set of fixed effects (ϕ_t and ϕ_p) controls for unobserved time specific and territorial specific confounding factors. In particular, in the baseline specification we include province fixed effects and day of the week fixed effects, while in the robustness section we will include additional time fixed effects (i.e. calendar week and month).

FIGURE 3. CORRUPTION MEDIA COVERAGE MEASURES AND CORRUPTION PERCEPTIONS: THE DAILY TIME LINE

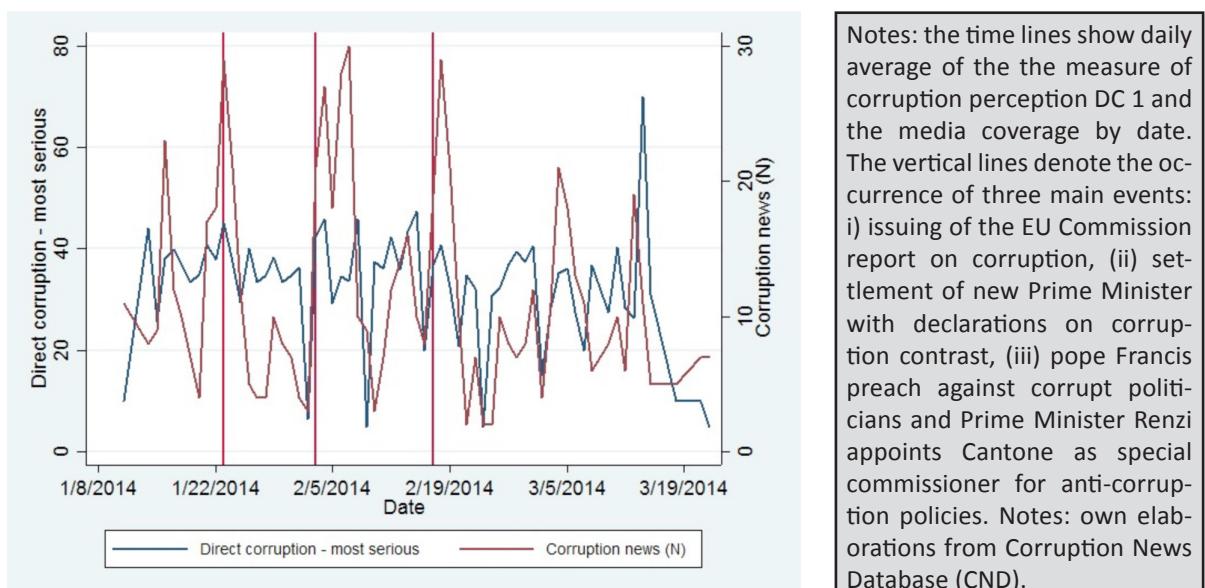
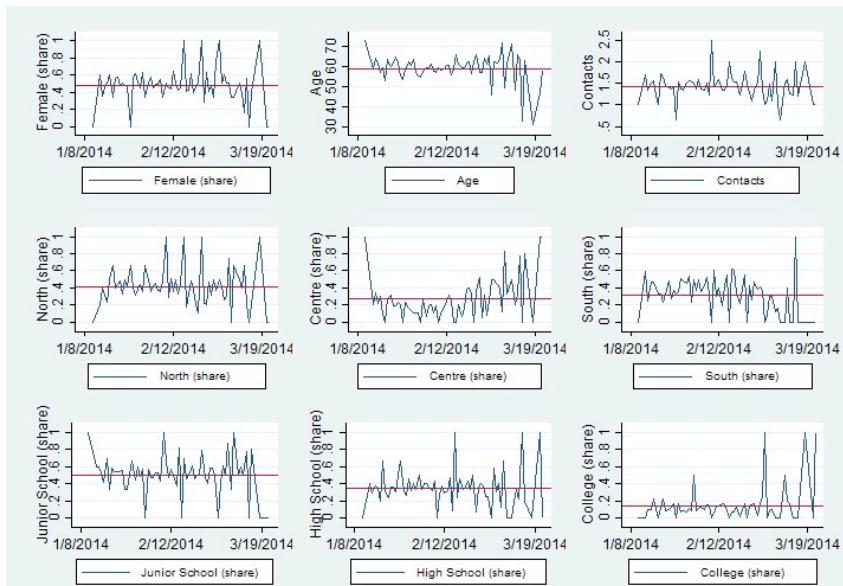


Figure 3 provides a graphical representation of our identification strategy: it overlays the time line of the corruption news measures and the time line of the perception measure DC1 (similar figures hold for the other measures). At a first glance, it can be noticed that the two variables seem to move very closely; the vertical lines denote three relevant corruption events occurred in the period of the interviews which correspond to both peaks in the corruption perception measures and in the newspapers coverage⁷.

FIGURE 4 • THE VARIATION OF INDIVIDUAL CHARACTERISTICS BY THE DAY OF THE INTERVIEW



Notes: the time lines show daily average of the individual observable characteristics by day of the interview Source: own elaborations from SHIW 2014.

For our estimated coefficient $\hat{\beta}$ to be given a causal interpretation, we need to assume that the scheduling of the interviews is random with respect to the observable characteristics of the individuals. To provide an informal test of this assumption, we plot in Figure 4 the average individual characteristics by day of interview. The graphs show that most individual characteristics were effectively orthogonal to the dates of the interview, thus reassuring us that there were no strategic delays or concentrations of interviews. Inspection of the panels contained in Figure 4 reassures us that this is not the case with respect to any of the observable characteristics under exam (Della Vigna and Kaplan 2007). A key piece of information that we do not observe is what newspapers the respondent actually reads. Indeed, as shown in Appendix Figure A.1, different newspapers systematically over/under report news of corruption. Yet, as long

⁷These events are: (i) issuing of the EU Commission report on corruption, (ii) settlement of new Prime Minister Renzi appoints Raffaele Cantone as special commissioner for anti-corruption policies with declarations on corruption contrast, (iii) Pope Francis preaches against corrupt politicians and Prime Minister.

as there is still variability over time within newspaper in the number of corruption related news reported, and if individual preferences over newspapers are sufficiently stable over time, the random scheduling of the interviews also allows us to overcome this concern.

5. RESULTS

We perform OLS regressions following our baseline specification of equation 3. Given the random nature of the interview scheduling we can attach to the estimated parameter β a causal interpretation. Yet, as we do not observe whether respondents actually read the news of the day or not, our parameter will need to be interpreted as an intention to treat effect, i.e. the effect of the potential exposure to one additional piece of corruption news on individual perceptions about corruption and law enforcement. In our main specification standard errors are clustered at the level of the date of the interview as in Della Vigna and Kaplan (2007).

Our baseline results are reported in Table 4: Panel A contains the estimates of parameter β without any control variable, while Panel B includes the vector of individual characteristics (X_i), and Panel C further adds time and province fixed effects (ϕ_t and ϕ_p).

Focusing our comments on the full specification (Panel C), we observe that media coverage of corruption news has a positive and statistically significant effect on corruption perceptions, in particular the DC1 measure, i.e. the most serious case of direct corruption, and a negative and statistically significant effect of the law enforcement perceptions (EJ). The size of the effect is also non negligible: increasing individual exposure by one additional piece of corruption news determines an increase in the perceived likelihood of a citizen being asked a bribe by a public officer (DC1) by 0.23 pp (about one per cent) and decreases the perceived likelihood that a corrupt public officer is sentenced to prison by 0.15 pp (about one per cent). To generalize, we can say that increasing individual exposure to corruption news by one standard deviation (i.e. 7.49 news) determines an increase in corruption perceptions by 1.72 pp and a decrease in law enforcement perceptions by 1.12 pp. These effects appear to be robust across the various specifications presented in Table 4.

As a sensitivity check, we further replicated our baseline regressions using the national level measure of corruption media exposure ($News_d^N$). In this case, all respondents in a given day are subject to the same level of media exposure, irrespectively of their residential location. While this reduced variability in the explanatory variable reduces the level of significance of the estimated coefficients, their magnitude remains essentially unchanged with respect to our main estimates.

TABLE 4 • THE EFFECT OF CORRUPTION NEWS ON INDIVIDUAL CORRUPTION PERCEPTIONS: THE LOCAL NEWS MEASURE

	(1) DC1	(2) DC2	(3) IC1	(4) IC2	(5) EI	(6) EJ
Panel A						
Corruption news (L)	0.264** (0.102)	0.238* (0.126)	0.239** (0.118)	0.208 (0.152)	0.003 (0.099)	-0.071 (0.075)
Constant	33.170*** (1.167)	33.939*** (1.359)	37.977*** (1.392)	46.434*** (1.874)	35.848*** (1.411)	16.689*** (1.127)
Observations	1805	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.0049	0.0039	0.0039	0.0026	0.0000	0.0007
Panel B						
Corruption news (L)	0.280** (0.106)	0.252* (0.130)	0.250* (0.126)	0.213 (0.159)	0.006 (0.100)	-0.064 (0.073)
Constant	45.278*** (6.308)	46.788*** (5.579)	49.636*** (5.657)	56.133*** (6.673)	30.622*** (5.064)	14.435*** (3.472)
Observations	1805	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.0339	0.0316	0.0238	0.0210	0.0077	0.0157
Individual character	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Panel C						
Corruption news (L)	0.230** (0.104)	0.175 (0.136)	0.184 (0.124)	0.195 (0.141)	-0.051 (0.092)	-0.149** (0.072)
Female	2.918** (1.450)	2.955** (1.439)	0.386 (1.227)	0.910 (1.394)	-0.223 (1.118)	1.024 (1.066)
Age	-0.168*** (0.063)	-0.186*** (0.054)	-0.188*** (0.062)	-0.195*** (0.062)	0.032 (0.044)	-0.043 (0.034)
High School	-3.746** (1.776)	-3.798** (1.825)	-2.790 (1.920)	-0.628 (1.972)	-0.122 (1.553)	-1.055 (1.127)
College	-4.204* (2.342)	-6.288** (2.535)	-4.240* (2.468)	0.342 (2.909)	-2.419 (2.559)	-1.023 (1.669)
Employee	-4.208* (2.255)	-3.404* (1.950)	-3.277 (2.288)	-3.903* (2.150)	0.745 (1.570)	-0.662 (1.556)
Self employed	-3.176 (2.282)	-2.468 (2.111)	-0.671 (2.371)	-3.875* (2.132)	3.596* (2.122)	-2.733 (1.863)
Civil Servant	-1.144 (2.396)	-2.329 (2.637)	-2.277 (3.079)	-2.943 (3.074)	3.728 (2.487)	2.339 (1.866)
Go to public office at most 5 times py	-0.081 (2.684)	0.799 (2.483)	2.599 (2.569)	3.722 (3.625)	4.207* (2.443)	3.940** (1.821)
Go to public office at most 10 times py	1.549 (3.303)	0.725 (3.147)	0.704 (2.945)	3.686 (3.911)	0.417 (3.394)	4.457** (2.015)
Go to public office more than 10 times py	3.927 (3.066)	3.889 (3.182)	4.965* (2.657)	7.225* (3.850)	4.710 (3.171)	6.599*** (2.043)
Constant	39.312** (15.481)	36.944*** (11.338)	23.205 (17.711)	51.780*** (13.423)	22.275** (9.400)	9.623 (10.390)

Observations	1805	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.1969	0.1753	0.1865	0.2331	0.1948	0.1991
Individual charact.	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Fixed effects: province, dow	yes	yes	yes	yes	yes	yes

Notes: robust standard errors in parentheses clustered for the day of the interview (64 clusters). For the definition of the control variables see Table 2; the categorical dummies omitted in the regressions are Junior School, Not employed, Not going to public office. Significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source: Italian Survey of Households' Income and Wealth (SHIW 2014) and Corruption News Database (CND).

TABLE 5 • THE EFFECT OF CORRUPTION NEWS ON INDIVIDUAL CORRUPTION PERCEPTIONS: THE NATIONAL NEWS MEASURE

	(1) DC1	(2) DC2	(3) IC1	(4) IC2	(5) EI	(6) EJ
Panel A						
Corruption news (N)	0.243*** (0.091)	0.206* (0.113)	0.236** (0.106)	0.234* (0.137)	0.053 (0.087)	-0.037 (0.066)
Constant	32.962*** (1.254)	33.942*** (1.436)	37.551*** (1.498)	45.662*** (1.999)	35.126*** (1.376)	16.338*** (1.130)
Observations	1805	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.0052	0.0036	0.0048	0.0041	0.0003	0.0002
Panel B						
Corruption news (N)	0.253*** (0.093)	0.215* (0.116)	0.244** (0.113)	0.236 (0.142)	0.057 (0.088)	-0.031 (0.065)
Constant	45.281*** (6.304)	46.955*** (5.545)	49.394*** (5.677)	55.566*** (6.740)	29.946*** (4.999)	14.085*** (3.463)
Individual character	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	1805	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.0340	0.0312	0.0246	0.0224	0.0080	0.0153
Panel C						
Corruption news (N)	0.210** (0.093)	0.156 (0.124)	0.167 (0.115)	0.186 (0.129)	-0.008 (0.079)	-0.111* (0.064)
Constant	38.826** (15.478)	36.648*** (11.382)	22.845 (17.695)	51.240*** (13.513)	21.707** (9.417)	9.501 (10.384)
Individual character	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Fixed effects: province, dow	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	1805	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.1970	0.1753	0.1865	0.2333	0.1947	0.1984

Notes: robust standard errors in parentheses clustered for the day of the interview (64 clusters). For the definition of the control variables see Table 2; the categorical dummies omitted in the regressions are Junior School, Not employed, Not going to public office. Significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
 Source: Italian Survey of Households' Income and Wealth (SHIW, 2014) and Corruption News Database (CND).

Finally, in Table 6, we estimate the impact of exposure to (local) news separately for individuals residing in the North or Center of Italy and individuals residing in the South. We find that the effects estimated on the full sample are mainly driven by individuals living in Northern regions, who show lower levels of corruption perceptions but are more malleable compared to individuals residing in the South. Indeed on the North subsample the effects are larger and more precisely estimated: increasing individual exposure to corruption news by one standard deviation determines an increase of corruption perceptions by 3.5 pp, whereas no effect is detected for individuals in Southern Italy. An opposite reasoning holds for the effect on law enforcement perceptions, which seems to originate exclusively from individuals residing in Southern regions. Also in this case the estimated effects are larger: increasing individual exposure to corruption news by one standard deviation determines a decrease in the enforcement of law perceptions of 1.65 pp.

TABLE 6 • THE EFFECT OF CORRUPTION NEWS ON INDIVIDUAL CORRUPTION PERCEPTIONS: TERRITORIAL HETEROGENEITY

	(1) DC1	(2) DC2	(3) IC1	(4) IC2	(5) EI	(6) EJ
Panel A: North						
Corruption news (L)	0.458*** (0.103)	0.406*** (0.122)	0.294** (0.136)	0.226 (0.151)	-0.008 (0.119)	-0.089 (0.085)
Constant	41.614*** (12.483)	47.477*** (11.078)	26.904*** (9.135)	23.842** (10.156)	11.163 (9.675)	5.178 (9.513)
Observations	1098	1098	1098	1098	1098	1098
R-squared	0.1630	0.1475	0.1584	0.1885	0.1831	0.2137
Panel B: South						
Corruption news (L)	-0.090 (0.189)	-0.140 (0.238)	0.074 (0.234)	0.189 (0.220)	-0.101 (0.125)	-0.220* (0.120)
Constant	42.590*** (14.116)	67.152*** (12.912)	53.082*** (9.919)	108.510*** (10.478)	52.033*** (14.100)	28.590** (10.807)
Observations	707	707	707	707	707	707
R-squared	0.2149	0.1929	0.1844	0.2284	0.2202	0.1810
Panel C: North						
Corruption news (N)	0.407*** (0.091)	0.355*** (0.111)	0.257** (0.125)	0.195 (0.138)	-0.003 (0.103)	-0.071 (0.077)
Constant	40.084*** (12.281)	46.195*** (10.889)	25.971*** (9.194)	23.161** (10.410)	11.139 (9.718)	5.365 (9.478)
Observations	1098	1098	1098	1098	1098	1098
R-squared	0.1623	0.1467	0.1580	0.1882	0.1831	0.2135
Panel D: South						
Corruption news (N)	-0.034 (0.168)	-0.090 (0.217)	0.091 (0.209)	0.206 (0.196)	-0.005 (0.115)	-0.150 (0.099)

Constant	42.786*** (14.167)	67.422*** (12.902)	52.977*** (10.051)	108.215*** (10.516)	52.280*** (14.139)	29.009** (10.839)
Observations	707	707	707	707	707	707
R-squared	0.2146	0.1924	0.1847	0.2293	0.2195	0.1792
Individual character	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Fixed effects: province, dow	yes	yes	yes	yes	yes	yes

Notes: robust standard errors in parentheses clustered for the day of the interview (64 clusters). For the definition of the control variables see Table 2; the categorical dummies omitted in the regressions are Junior School, Not employed, Not going to public office. Significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
Source: Italian Survey of Households' Income and Wealth (SHIW 2014) and Corruption News Database (CND).

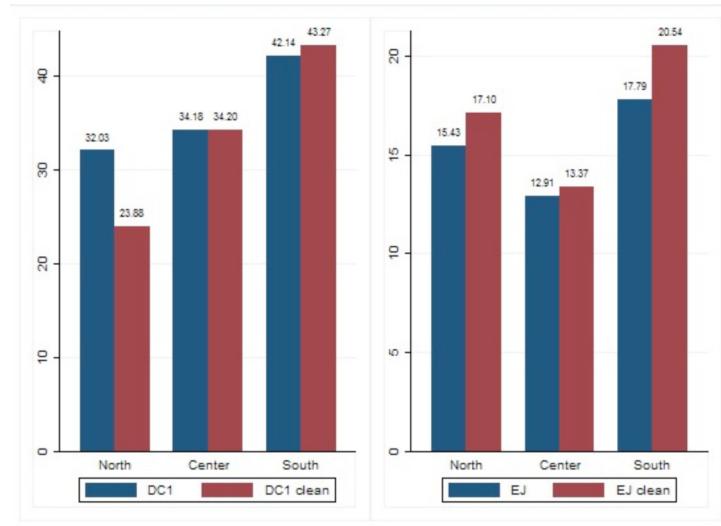
In turn, our baseline results reveal a positive effect of media exposure to corruption news on corruption and a negative effects on law enforcement perceptions. This effect is strongest for the question of the survey describing the most serious case of corruption, the one individuals are least likely to have experienced directly. Interestingly, when looking at contrast effectiveness perceptions, we find that the perceived effectiveness of investigations is not affected while that of the judiciary system reflects a strong pessimism induced by the news. Finally, our results show relevant geographical heterogeneity: while individuals in the North of the country are the most influenced in their corruption perceptions, only those residing in Southern regions are affected in their law enforcement perceptions.

Our results show that the exposure of the individuals to the number of corruption news appeared in the newspapers in the day of the interview has a statistically significant effect on corruption and enforcement perceptions, though the effect is highly heterogeneous across the territory. This latter aspect leaves scope for the comparison across different geographical areas between reported perceptions and those that would have been reported in the absence of corruption news on the media. We thus replicate our regressions on three subsamples of individuals residing in the North, Center and South of the country and obtain the specific effect that exposure to media had in each macroarea (β_a). A simple, clean measure for DC1 (and for all the other perceptions measures) is obtained as follows:

$$DC_a^{\text{clean}} = DC1_a - \beta_a \times \text{News}_a \quad (4)$$

The comparison between raw perceptions and those net of the media effect across the three geographical areas is shown in Figure 5. This reveals that the North vs. South divide in the corruption perceptions (DC1) almost doubles when cleaning out the effects of exposure to media (the difference expands from about 10 to about 20 percentage points). Concerning enforcement perceptions, the media effect works in the same direction for all the macroareas, so that the clean perceptions are higher than the raw ones, though the effect is slightly greater in the South compared to the North and the Center of the country.

FIGURE 5 • AN INDICATOR OF CORRUPTION PERCEPTIONS NET OF MEDIA BIAS



Notes: the bar chart shows the corruption and enforcement perceptions (DC1 and EJ) and the indicators of corruption and enforcement perceptions net of media bias (DC1 clean and EJ clean) across the three Italian macroareas (North, Center and South).

6. ROBUSTNESS CHECKS

We first focus on the specification used in our baseline analysis and test the robustness of our results progressively including different time fixed effects in the vector ϕ_t to control for other possible cyclical trends in the interviews depending on the calendar week or on the month in which the individual is interviewed. The results are reported in Table 7⁸. The sign and the magnitude of the estimated effects do not change significantly with respect to the full specification of the baseline results reported in column (1). In the last column we further add one level of clustering and thus cluster at both the level of the day of the interview and the province of residence (Cameron and Miller 2015). The results are again in line with the main specification but generally less significant in statistical terms.

⁸ In this section we present results based only on the two dependent variables which appear to be most influenced by media exposure (i.e. DC1 and EJ), and on the independent variable News^L_t. However all our robustness checks also hold for the remaining dependent variables and using the national media coverage measure News^N_t. These additional results are available from the authors upon request.

TABLE 7 • ROBUSTNESS: SPECIFICATION TESTS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: DC1					
Corruption news (L)	0.230** (0.104)	0.240** (0.097)	0.245** (0.101)	0.237* (0.120)	0.228* (0.131)
Constant	39.312** (15.481)	11.735 (12.665)	38.594*** (12.647)	5.382 (14.587)	28.535** (13.312)
Clusters	64	64	64	64	889
Observations	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.1969	0.1853	0.1813	0.1874	0.1822
Panel B: EJ					
Corruption news (L)	-0.149** (0.072)	-0.139*** (0.051)	-0.150** (0.059)	-0.133* (0.077)	-0.152** (0.070)
Constant	9.623 (10.390)	4.524 (8.902)	17.770** (8.458)	-8.109 (11.635)	11.523 (10.927)
Clusters	64	64	64	64	889
Observations	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.1991	0.1949	0.1877	0.2020	0.1917
Individual character	yes	yes	yes	yes	yes
Province FE	yes	yes	yes	yes	yes
Day of the week FE	yes			yes	yes
Calendar week FE		yes		yes	
Month FE			yes	yes	
Cluster by date of the interview	yes	yes	yes	yes	
Cluster by date of the interview and province					yes

Notes: robust standard errors in parentheses. For the definition of the control variables see Table 2. Significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Source: Italian Survey of Households' Income and Wealth (SHIW 2014) and Corruption News Database (CND).

As a second robustness check, we perform a placebo exercise. Specifically, we assign individuals randomly to the dates of the interviews and thus to the relative number of news, and re-estimate equation 3. The results are reported in Table 8: we do not find any statistically significant effect, thus reassuring us that the effects we estimate in our baseline analysis are convincingly capturing the ITT effect of media exposure to corruption perceptions.

TABLE 8 • ROBUSTNESS: PLACEBO EXERCISE

	(1) DC1	(2) DC2	(3) IC1	(4) IC2	(5) EI	(6) EJ
Corruption news (L): placebo	0.118 (0.191)	0.185 (0.187)	0.272 (0.176)	0.245 (0.206)	0.062 (0.128)	-0.051 (0.132)
Constant	101.901*** (8.411)	98.152*** (9.768)	93.762*** (8.888)	94.079*** (12.306)	46.425*** (8.573)	15.968*** (5.845)
Observations	1805	1805	1805	1805	1805	1805
R-squared	0.1990	0.1776	0.1905	0.2347	0.1942	0.1941
Individual character	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Fixed effects: province, dow	yes	yes	yes	yes	yes	yes

Notes: robust standard errors in parentheses clustered for the day of the interview (64 clusters). For the definition of the control variables see Table 2. Significance level: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

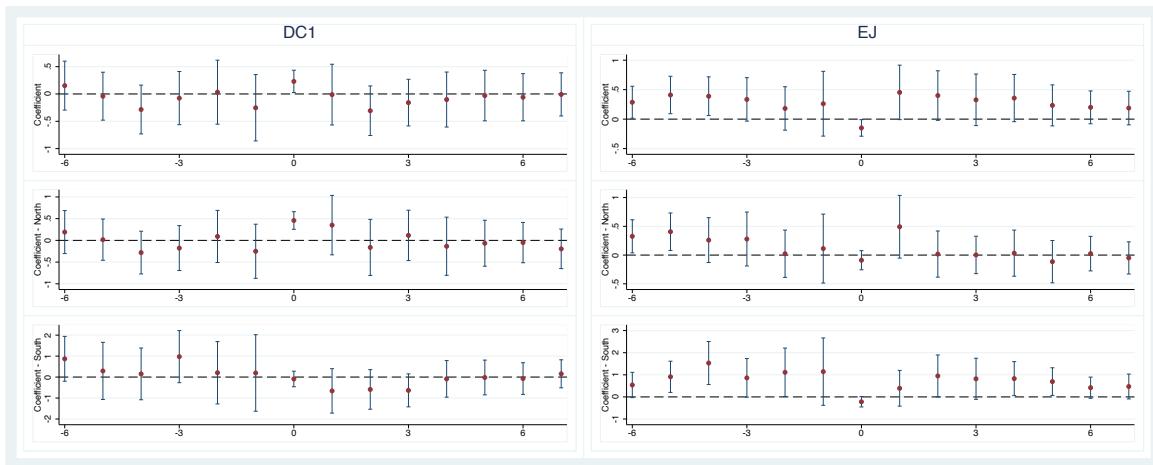
Source: Italian Survey of Households' Income and Wealth (SHIW 2014) and Corruption News Database (CND).

As a third sensitivity check we test whether lag and lead measures of media exposure have a direct effect on corruption perceptions Dahl and Della Vigna (2009). In particular, we estimate two main variants of equation 3, where we focus on the effects of corruption news that appeared on the newspapers t days before (equation 5) or t days after (equation 6) the interview, controlling for the number of news that appeared in the day of the interview.

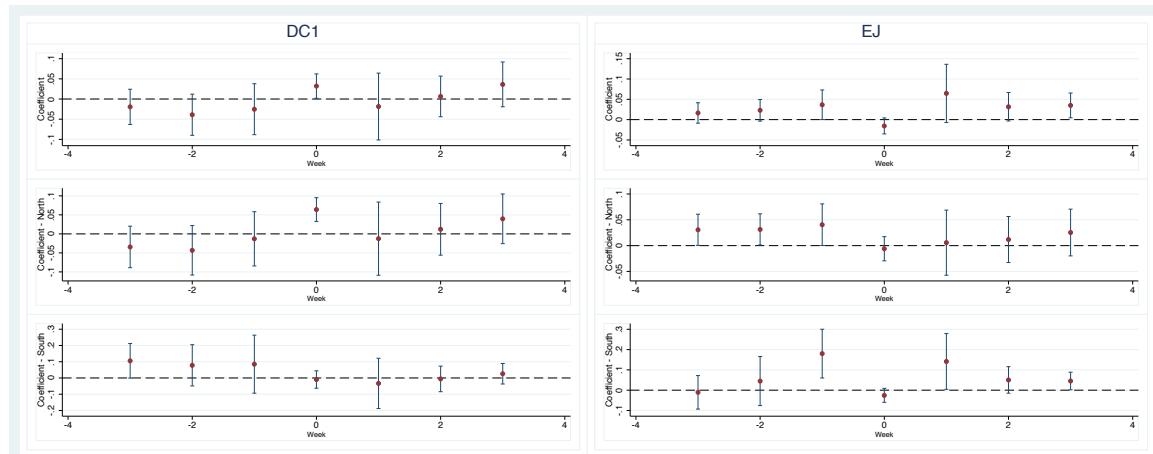
$$\text{Corruption}_{ipd} = \alpha_0 + \beta \text{News}_{dp} + \beta_{lag} \text{News}_{(d-t)p} + \alpha_1 X_i + \phi_t + \phi_p + \epsilon_{ipd} \quad (5)$$

$$\text{Corruption}_{ipd} = \alpha_0 + \beta \text{News}_{dp} + \beta_{lead} \text{News}_{(d+t)p} + \alpha_1 X_i + \phi_t + \phi_p + \epsilon_{ipd} \quad (6)$$

For our identification strategy to be correctly specified, we would expect that the number of corruption news in the days before the interview should have an impact on corruption and enforcement perceptions (i.e. $\beta_{lag} \geq 0$ or $\beta_{lag} \leq 0$, depending on the corruption perception measure), while future news should have no impact (i.e. $\beta_{lead} \approx 0$). We plot the estimated coefficients (β_{lag} and β_{lead}) and the corresponding 95 per cent CI in Figure 6. The graphs show that both the leads and the lags coefficients are not statistically different from zero. As a further check, Figure 7 repeats the exercise focusing on the cumulative effects of the number of corruption news reported over the entire week of the interview (i.e. in the day of the interview and in the six days before) and in the three weeks before and after the interview. Again, only the news in the week ending with the day of the interview are found to have a statistically significant impact on corruption and enforcement perceptions.

FIGURE 6 • ROBUSTNESS CHECKS: DAILY LEADS AND LAGS


Notes: Effect of past and future media contents. Source: own elaborations from SHIW 2014

FIGURE 7 • ROBUSTNESS CHECKS: WEEKLY LEADS AND LAGS


Notes: Effect of past and future media contents. Source: own elaborations from SHIW 2014.

7. CONCLUDING REMARKS

How spread is corruption and which are the areas or countries most affected is an open and compelling question. Most measures used to compare and rank countries are based on surveys collecting individuals' subjective perceptions about the extent of the phenomenon. Yet these measures are likely to contain systematic errors due to imperfect information or bias in perceptions that alter individual responses. These errors may be more severe among certain types of respondents or in certain areas or countries where individual perceptions happen to be more malleable and volatile. This paper attempts to shed light on the sensi-

tivity of individual perceptions about corruption spread to media contents. For this reason the paper relates to the most recent literature on media persuasion highlighting a novel channel by which media can influence individual behaviors.

We exploit two original data sources that contain information about the number of news related to corruption that appeared on the main Italian newspapers over the period January-March 2014 and about the perceived level of corruption of about 2,000 individuals interviewed in the same period. The integration of these corruption perception questions in a rich and established household survey like the SHIW makes it possible to relate perceptions to a large set of individual characteristics. Exploiting the random scheduling of the interviews to identify a causal parameter (an intention to treat effect), we find that media contents severely affect the perceptions of individuals, especially about those phenomena which they are least likely to have experienced directly. In particular, we find that increasing individual exposure to corruption news in the day of the interview by one standard deviation (i.e. 7.5 news) determines an increase in the stated likelihood of being asked a bribe by a public official of 1.72 pp and a decrease in the perceived level of effectiveness of law enforcement of 1.12 pp. The effects are robust to placebo and sensitivity checks and show relevant geographical heterogeneity: while individuals in the North of the country are the most influenced in their corruption perceptions, those in Southern regions are only affected in their law enforcement perceptions.

Our future research will investigate the underlying mechanisms so as to disentangle for example whether the influence on individual perceptions come primarily from news on corruption facts or from other news such as speeches and declarations of some role model. This would allow us to distinguish two types of mechanisms: on the one hand rational learning from the observation of reality, on the other hand evidence of bounded rationality. Secondly, we want to collect data on the actual happening of corruption facts over the days of the interviews so as to better characterize the informational content of our corruption related news. Finally, we aim to explore heterogeneity in the effects of exposure to media along various individual characteristics such as education, economic activity and frequency of interaction with public offices, so as to identify relevant differences in pre-accumulated beliefs and in their updating process.

Our work has notable policy implications as it highlights major pitfalls in the existing measures of corruption based on citizens and stake holders perceptions. Considering that these indexes have been showed to significantly influence the decisions of economic agents, shaping for example both internal and foreign investments, our results acquire relevance at a macrolevel suggesting that cross country comparisons based on perception indexes are to be taken (and built) with caution. Moreover, attention should be paid to the disclosure of these measures. Indeed we show that advertising the results of surveys based on individual perceptions has a «snowball effect» in that these news amplify the pre-existing differences in perceptions.

In conclusion, while it is certainly true that existing cross-national indexes reflect a certain level of corruption present in each country, it is less obvious that they can precisely reflect the exact level of corruption in a country, and as a consequence, the exact ranking among groups of countries. We provide evidence that media contents actually bias indi-

viduals' perceptions on corruption and also that this effect can be heterogeneous across different areas within a given country. Further research is thus needed in order to provide better measures of corruption, both at the cross-national and national level.

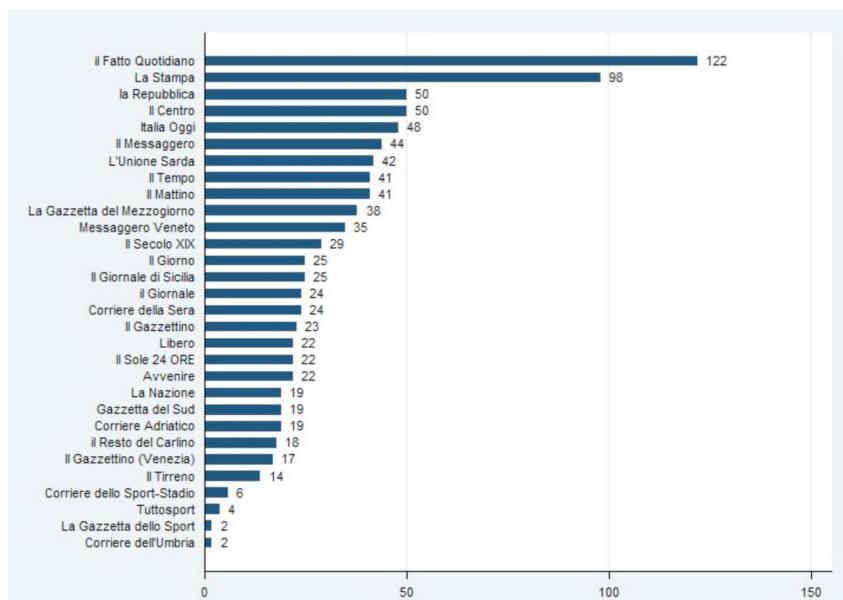
8. REFERENCES

- Anderson J.H., Alcaide Garrido M.D. and Thi Phung T. (2010), *Vietnam Development Report 2010: Modern Institutions*, «Development Policy Review», 52244, World Bank
- Banerjee A. and Hanna R. (2012), *Corruption. The Handbook of Organizational Economics*, Princeton, Princeton University Press
- Barone G., D'Acunto, F. and Narciso G. (2015), *Telecracy: Testing For Channels Of Persuasion*, «American Economic Journal: Economic Policy», 7, 2, pp. 30-60
- Bassi V. and Rasul I. (2014), *Persuasion: A Case Study of Papal Influences On Fertility Preferences And Behavior*, working paper, Mimeo, University College London
- Bertrand M., Karlan D., Mullainathan S., Shafir E. and Zinman J. (2010), *What's Advertising Content Worth? Evidence from a Consumer Credit Marketing Field Experiment*, «The Quarterly Journal of Economics», 125, 1, pp. 263-305
- Brollo F., Nannicini T., Perotti R. and Tabellini G. (2013), *The Political Resource Curse*, «American Economic Review», 103, 5, pp. 1759-1796
- Brollo F. and Troiano U. (2013), *What Happens When a Woman Wins an Election? Evidence from Close Races in Brazil*, MPRA, 52244, University Library of Munich
- Cameron A.C. and Miller D.L. (2015), *A Practitioner's Guide to Cluster-robust Inference*, «Journal of Human Resources», 50, 2, pp. 317-373
- Charron N. (2015), *Do Corruption Measures Have a Perception Problem? Assessing the Relationship Between Experiences and Perceptions of Corruption Among Citizens and Experts*, «European Political Science Review», 7, pp. 1-25
- Chong A. and La Ferrara E. (2009), *Television and Divorce: Evidence from Brazilian Novelas*, «Journal of the European Economic Association», 7, 2/3, pp. 458-468
- Chong A., La Ferrara E. and Duryea S. (2012), *Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil*, «American Economic Journal: Applied Economics», 4, 4, pp. 1-31
- Dahl G. and Della Vigna S. (2009), *Does Movie Violence Increase Violent Crime?*, «The Quarterly Journal of Economics», 124, 2, pp. 677-734
- De Paola M. and Scoppa V. (2014), *Media Exposure and Individual Choices: Evidence From Lottery Players*, «Economic Modelling», 38, pp. 385-391
- Della Vigna S., Enikolopov R., Mironova V., Petrova M. and Zhuravskaya E. (2014), *Cross-Border Media And Nationalism: Evidence From Serbian Radio In Croatia*, «American Economic Journal: Applied Economics», 6, 3, pp. 103-132
- Della Vigna S. and Gentzkow M. (2010), *Persuasion: Empirical Evidence*, «Annual Review of Economics», 2, 1, pp. 643-669
- Della Vigna S. and Kaplan E. (2007), *The Fox News Effect: Media Bias and Voting*, «The Quarterly Journal of Economics», 122, 3, pp. 1187-1234
- Di Tella R. and Franceschelli I. (2011), *Government Advertising and Media Coverage of Corruption Scandals*, «American Economic Journal: Applied Economics», 3, pp. 119-151

- Donchev D. and Ujhelyi G. (2014), *What Do Corruption Indices Measure?*, «Economics and Politics», 26, 2, pp. 309-331
- Enikolopov R., Petrova M. and Zhuravskaya E. (2011), *Media and Political Persuasion: Evidence From Russia*, «American Economic Review», 101, 7, pp. 3253-3285
- Ferraz C. and Finan F. (2011), *Electoral Accountability and Corruption: Evidence From The Audits of Local Governments*, «American Economic Review», 101, 4, pp. 1274-1311
- Fisman R. and Gatti R. (2002), *Decentralization and Corruption: Evidence Across Countries*, «Journal of Public Economics», 83, 3, pp. 325-345
- Fisman R. and Miguel E. (2007), *Corruption, Norms, and Legal Enforcement: Evidence from Diplomatic Parking Tickets*, «Journal of Political Economy», 115, 6, pp. 1020-1048
- Fredriksson P.G. and Svensson J. (2003), *Political Instability, Corruption And Policy Formation: The Case of Environmental Policy*, «Journal of Public Economics», 87, 7/8, pp. 1383-1405
- Guiso L., Sapienza P. and Zingales L. (2013), *Long-term Persistence*, EIEF working paper 23/2013, Rome, Einaudi Institute Economics and Finance
- Knack S. and Keefer P. (1995), *Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures*, «Economics and Politics», 7, 3, pp. 207-227
- La Porta R., Lopez-de Silanes F., Shleifer A. and Vishny R. (1999), *The Quality of Government*, «Journal of Law, Economics, and Organization», 15, 1, pp. 222-279
- Lee W.-S. and Guven C. (2013), *Engaging in Corruption: The Influence of Cultural Values and Contagion Effects at the Microlevel*, «Journal of Economic Psychology», 9, pp. 287-300
- Mastrorocco N. and Minale L. (2015), *Information and Crime Perceptions: Evidence from a Natural Experiment*, working paper, Mimeo, University College London
- Mauro P. (1995), *Corruption and Growth*, «The Quarterly Journal of Economics», 110, 3, pp. 681-712
- Mocan N. (2008), *What Determines Corruption? International Evidence from Microdata*, «Economic Enquiry», 46, 4, pp. 493-510
- Olken B.A. (2009), *Corruption Perceptions vs. Corruption Reality*, «Journal of Public Economics», 93: 950-964
- Olken B.A. and Barron P. (2009), *The Simple Economics of Extortion: Evidence from Trucking in Aceh*, «Journal of Political Economy», 117, 3, pp. 417-452
- Olken B.A. and Pande R. (2012), *Corruption in Developing Countries*, «Annual Review of Economics», 4, 1, pp. 479-509
- Svensson J. (2003), *Who Must Pay Bribes and How Much? Evidence from a Cross Section of Firms*, «The Quarterly Journal of Economics», 118, 1, pp. 207-230
- Svensson J. (2005), *Eight Questions About Corruption*, «Journal of Economic Perspectives», 19, 3, pp. 19-42

9. APPENDIX

FIGURE A.1 • CORRUPTION NEWS BY NEWSPAPER



Notes: bar chart shows the total number of corruption news recorded in each on-line newspaper over the observational period. Source: own elaborations from Corruption News Database (CND).

