

EVASIONE FISCALE, ISTITUZIONI E VINCOLI ALLA CRESCITA
DIMENSIONALE DELLE IMPRESE

RICCARDO ERCOLI

pubblicazione internet realizzata con contributo della



EVASIONE FISCALE, ISTITUZIONI E VINCOLI ALLA CRESCITA DIMENSIONALE DELLE IMPRESE

Riccardo Ercoli*

La 'questione dimensionale'.

La riduzione delle dimensioni medie delle imprese verificatasi nell'ultimo quarto di secolo nei paesi industrializzati, rappresenta il punto di partenza della presente analisi.

In Italia il fenomeno assume connotati specifici e per molti versi addirittura contraddittori. A differenza di altre realtà economiche avanzate, il tessuto industriale del nostro paese è prevalentemente costituito da imprese minori, le quali tentano faticosamente di stare al passo con la pressione competitiva esercitata sia dai paesi emergenti, che dai più grandi gruppi internazionali presenti sui mercati esteri, soprattutto dopo l'adozione della moneta unica e di tassi di cambio fissi.

Per superare le difficoltà determinate da questo crescente grado di competitività nel mercato globale, le imprese italiane dovrebbero seguire un processo di aggregazione e di crescita dimensionale, manifestano, invece, una singolare preferenza a mantenere ridotte le dimensioni aziendali.

Inoltre, la perdita di competitività delle imprese italiane – diventata ormai un motivo di costante preoccupazione per le istituzioni politiche, economiche e per le forze sociali del paese – è un problema legato a doppio filo alla questione dimensionale.

Infatti, da un lato, l'innovazione – elemento determinante per conseguire un vantaggio competitivo – è progressivamente divenuta una prerogativa quasi esclusiva della grande impresa, dall'altro, le strategie ed i

* Università di Roma "Tor Vergata". Questo contributo costituisce uno degli esiti della ricerca svolta nell'ambito del Dottorato in 'teoria economica ed istituzioni' dell'Università di Roma "Tor Vergata", illustrata nella tesi " Sistemi istituzionali e struttura industriale: il peso delle variabili fiscali" presentata nel 2003 con la correlazione della professoressa Laura Castellucci. Eventuali errori od omissioni sono da ascrivere esclusivamente all'autore che si assume, altresì, a livello personale la responsabilità per le opinioni espresse.

comportamenti delle imprese, da cui dipende la loro capacità di competere, sono influenzati dalle condizioni ambientali esterne alle imprese, determinate o comunque condizionate, in larga misura, dall'operato delle istituzioni.

Infine, da quando l'economia mondiale ha superato lo stadio del capitalismo manageriale, sotto la spinta della progressiva integrazione dei mercati, si è determinato un innalzamento strutturale del grado di "turbolenza" dei mercati stessi, poiché è cresciuto il livello di incertezza in misura significativa. Al mutamento di contesto, l'industria ha risposto dando seguito ad una riorganizzazione dei processi produttivi più idonea ad adeguare l'offerta alle condizioni mutevoli della domanda, ricorrendo anche ad un ridimensionamento strategico delle unità produttive. Tuttavia, questa nuova fase ha dimostrato che la sfida della competizione globale non si svolge soltanto tra le imprese. Essa richiede il coinvolgimento di tutti gli attori economici e soprattutto di quelli istituzionali. E' in questo senso che in una prospettiva inedita rispetto al passato, le istituzioni assumono un ruolo fondamentale nel concorso alla causa della competizione.

Competitività, dimensione d'impresa ed ambiente economico-istituzionale hanno quindi perso progressivamente un proprio significato autonomo, per assumere una valenza unitaria in cui ogni argomento è intrinsecamente legato all'altro.

Questo processo ha determinato il successo della *New Institutional Economics* (NIE) che, proponendo una visione dell'impresa come istituzione nelle istituzioni, pone una maggiore enfasi sul disegno delle "regole del gioco" tra le imprese, il mercato e le istituzioni, utilizzando gli strumenti dell'analisi positiva (anche detta *Positive Political Theory*).

Nel gruppo di paesi industrializzati dove i mercati sono sempre più integrati, gli scambi non sono soggetti a barriere protezionistiche, gli *standard* tecnologici sono parimenti accessibili e le economie appaiono strutturalmente omogenee, cosa può spiegare l'esistenza di specificità proprie di alcuni sistemi rispetto ad altri? La risposta è nelle istituzioni, o meglio, in quel nesso che regola il rapporto tra unità produttive ed ambiente economico-istituzionale: lo stretto legame tra le azioni delle istituzioni e le scelte dimensionali delle imprese. Attraverso l'analisi dei diversi sistemi istituzionali si può trovare la tessera del mosaico mancante

in grado di spiegare il legame tra competitività, dimensione ed ambiente economico-istituzionale. In questo senso, l'esame di tali interrelazioni costituisce un promettente campo di indagine per superare le aporie irrisolte tra le predizioni della teoria economica e la realtà fattuale sperimentata nell'ambito di economie che, pur appartenendo al medesimo *club* di Paesi industrializzati, mostrano elementi di eterogeneità.

Dal rinnovato interesse della letteratura economica, prevalentemente empirica, per il tema della "questione dimensionale"¹ trae spunto la presente indagine che intende fornire un contributo all'analisi degli effetti che i fattori (istituzionali) legati alla politica tributaria, possono esercitare sulla scelta della dimensione dell'impresa.

I tre temi – evasione, dimensione aziendale ed istituzioni – non sono nuovi nella letteratura economica ed anche i rapporti intercorrenti tra ciascuno di loro sono stati già presi in esame: il rapporto tra dimensione d'impresa ed istituzioni è oggetto di rinnovato interesse scientifico;² il legame tra evasione e politica tributaria (istituzioni) è stato ampiamente studiato da quel filone dell'economia pubblica che, a partire dal lavoro di Allingham e Sandmo (1972), ha interpretato l'evasione come una scelta rischiosa; infine, la relazione tra evasione fiscale e dimensione d'impresa, ovvero il tema della separabilità tra decisione di quanto evadere e quella di quanto produrre³, è stato esaminato in alcuni lavori teorici analizzati ad indagare gli effetti dell'evasione stessa sul livello di produzione di equilibrio.

L'esperimento che in questa sede si intende effettuare è quello di connettere i tre temi. Le istituzioni possono, infatti, determinare nel sistema

¹ Il termine – impiegato per indicare la ricerca delle ragioni della specificità del tessuto industriale italiano – è ripreso da Fabrizio Traù (1999).

² In Italia si segnala il convegno "Competitività e sviluppo, il ruolo dell'Europa, le sfide dell'Italia" organizzato dalla Confindustria nei giorni 11 e 12 aprile 2003 a Torino, i due Rapporti ISAE sul tema "Priorità nazionali: Dimensioni aziendali, competitività, regolamentazione" (2003 e 2004) e la ricerca del Centro Studi Confindustria (2002) inerente al tema della dimensione legato a quello della competitività.

³ Si tratta di analizzare se ed in che misura le due scelte si influenzano reciprocamente. Nei modelli tradizionali di massimizzazione del profitto in presenza di evasione fiscale le due decisioni sono, appunto, 'separate' cioè l'imprenditore prima decide quanto produrre e solo in subordine quanto evadere in relazione alla probabilità di essere sottoposto ad accertamento.

produttivo un insieme di incentivi e disincentivi economici verso forme e dimensioni d'impresa diverse. La politica di accertamento adottata dall'Amministrazione fiscale, per esempio, volta principalmente a massimizzare il gettito, porta a concentrare la distribuzione dei controlli sulle imprese di maggiori dimensioni rendendo di conseguenza minore la probabilità di essere soggetti ad accertamento per dimensioni aziendali ridotte. Questa minore probabilità di accertamento, così come l'applicazione di differenti regimi contabili, caratterizzati da livelli crescenti di analiticità e trasparenza in relazione alla dimensione dichiarata dall'impresa, sono fattori istituzionali non neutrali rispetto alla scelta della dimensione aziendale da assumere. La decisione di quanto evadere non è, quindi, separabile in assoluto dalla scelta di quanto produrre: tale proprietà è determinata invece dal sistema di regole stabilite dalle istituzioni tributarie.

Nel primo paragrafo, dopo una breve rassegna dei fattori che determinano la crescita, vengono presi in esame i diversi canali attraverso i quali la politica tributaria influenza le scelte dimensionali degli imprenditori, cioè il tema della non separabilità tra evasione fiscale e dimensione d'impresa.

Il secondo paragrafo è dedicato alla verifica empirica dell'esistenza di una relazione non parametrica tra evasione fiscale e dimensione d'impresa, espressa in termini di fatturato, utilizzando un campione di dati longitudinali relativi ad accertamenti effettuati dall'Amministrazione fiscale tra il 1991 ed il 1996 (le caratteristiche del campione sono descritte nel paragrafo 2.1). E' stata anche verificata, con scarsi risultati, la significatività di altre determinanti dell'evasione fiscale, quali ad esempio, la localizzazione geografica, il settore di attività svolta o la natura giuridica, comparandone il loro contributo esplicativo rispetto a quello offerto dalla dimensione aziendale, che tra tutti è apparso maggiormente significativo.

Mentre la relazione causale della dimensione rispetto all'evasione non necessita di essere sottoposta a verifica in quanto di immediata intuizione, diversamente accade per la congettura inversa. Quindi, nel terzo paragrafo è stata esaminata la condotta delle imprese nell'intorno delle soglie normative che definiscono l'applicazione di regimi contabili differenziati, ricostruendo, dai dati a disposizione, la dimensione reale dell'impresa e

ponendola a confronto con quella dichiarata, al fine di comprendere se anche gli incentivi fiscali determinati dalle istituzioni e connessi alla scelta di evadere le imposte possono svolgere i propri effetti sulle decisioni dimensionali. In tal modo, rispetto alla mera verifica dell'esistenza di una correlazione, è stato possibile indagare anche i nessi di causalità tra evasione fiscale e dimensione d'impresa individuando le condizioni per la sussistenza o meno della separabilità tra le due decisioni.

L'impiego di dati non aggiornati, dovuto principalmente alla particolare natura e disponibilità delle informazioni fiscali, non sembra inficiare i risultati qualitativi della ricerca. Infatti, la struttura dimensionale delle imprese non si è sostanzialmente modificata, né le politiche tributarie finora adottate sembrano essere state impostate al fine di rimuovere quei fattori di sistema, di natura tributaria, che costituiscono un freno alla crescita delle imprese.

Infine, nelle conclusioni sono riassunti i principali risultati della ricerca dai quali è possibile trarre alcune considerazioni di *policy* relative al rapporto tra Amministrazione finanziaria ed imprese.

1. Il peso delle variabili fiscali tra le determinanti della crescita delle imprese.

Il superamento del modello della grande impresa manageriale, a partire dalla fine degli anni '70, avvenuto contestualmente all'avvento di un modello alternativo d'impresa costretta a trovare un più equilibrato compromesso tra dimensione e capacità di adattamento alla domanda di mercato, ha determinato uno spostamento della lente d'indagine dal 'fenomeno della grande impresa' al tema della competitività delle imprese, quest'ultima intesa come istituzioni che interagiscono con l'ambiente esterno rappresentato, oltre che dalle altre imprese e dai mercati, anche dalle altre istituzioni.

Da questo momento, quindi, diventa infruttuoso lo studio della dimensione dell'impresa prescindendo dal sistema istituzionale che circonda l'impresa stessa. In altre parole, per l'esito competitivo di un sistema economico diventa determinante il "sistema delle regole del gioco"

tra imprese ed istituzioni, quest'ultimo descritto dalla *New Institutional Economics*.⁴

E' in questo contesto teorico che si inserisce la ricerca volta ad evidenziare l'interazione tra decisioni dimensionali e vincoli imposti dalle istituzioni (in particolare, da quelle fiscali). Tale scelta è stata dettata dalla convinzione che il filone teorico della NIE rappresenta in questo momento l'indirizzo di ricerca più promettente al fine di spiegare i connotati differenziali della distribuzione dimensionale delle imprese nel nostro paese, tema particolarmente attuale per i riflessi che produce sulla competitività e lo sviluppo del nostro sistema industriale.

D'altro canto l'interesse per le "teorie istituzionali" in relazione al problema della dimensione, costituisce un dato che accomuna molti fra i più recenti contributi a carattere empirico. Essi rappresentano i primi sviluppi di un insieme di ricerche che, partendo dalle premesse della più generale teoria dell'organizzazione industriale, stanno acquistando una propria autonoma collocazione. Di più, essi offrono interessanti stimoli di analisi, capaci – meglio di altri modelli – di spiegare le determinanti della struttura dimensionale delle imprese in Italia.

L'oggetto di tali contributi di ricerca è quello di studiare il tema della dimensione approfondendo tutti i possibili canali attraverso i quali le istituzioni interagiscono con le decisioni imprenditoriali. Va, tuttavia, rilevato che sia i presupposti teorici delle singole ricerche, sia la molteplicità degli approcci finora seguiti non ha consentito, per ora, l'elaborazione di una sintesi organica che assurga a criterio ordinatore delle diverse teorie. A ciò si aggiunga che gli studi empirici sulle determinanti della crescita delle imprese hanno seguito un percorso non completamente coincidente con gli sviluppi teorici, a causa, soprattutto, delle oggettive difficoltà di verificarne sul piano empirico i presupposti. Di qui la difficoltà di un bilancio critico complessivo.

Disconosciuta l'ipotesi di indipendenza del tasso di crescita rispetto alla dimensione ed agli anni di operatività dell'impresa sostenuta nel famoso

⁴ In un recente articolo comparso nel settembre del 2000 sul *Journal of Economic Literature*, Williamson, pur includendo lo studio dell'ambiente istituzionale e la teoria dei costi transattivi all'interno della NIE, descrive il passaggio dall'una all'altra teoria come: «Going beyond the rules of the game (...) (institutional environment, n.d.t.) to include the play of the game (contract)» (p. 599).

lavoro empirico di Gibrat (1931) – che ha peraltro polarizzato a lungo l'interesse delle ricerche teoriche⁵ ed empiriche – e nonostante i numerosi tentativi, anche recenti, di estenderne l'analisi testando la correlazione tra il tasso di crescita delle imprese ed altre variabili (ad esempio i vincoli finanziari, l'accesso ai mercati esteri), ovvero di elaborarne versioni più raffinate che possano trovare conforto nella realtà fattuale, gli studi empirici volti ad esaminare il nesso tra scelte istituzionali e quelle dimensionali d'impresa si differenziano in quanto, da un lato, l'interesse è più incentrato sul tema della dimensione che della crescita delle imprese, ancorché siano evidenti i legami tra le due tematiche; dall'altro, diametralmente opposte sono le premesse metodologiche di partenza rispetto all'ipotesi di indipendenza tra crescita e dimensione, dal momento che il fine ultimo è quello di indagare le cause delle differenti distribuzioni dimensionali delle imprese rilevate nell'ambito di economie industriali tra loro piuttosto omogenee. D'altro canto tale fenomeno non può essere spiegato – come, al contrario, vorrebbe l'originaria formulazione della legge di Gibrat – soltanto dall'effetto di eventi casuali connessi alla crescita delle imprese.⁶

In generale, il ruolo svolto dalle istituzioni è stato preso in esame in relazione ai modelli macroeconomici dinamici che tentano di spiegare le determinanti della crescita economica.⁷

⁵ La teoria evolutiva dell'impresa di Nelson e Winter (1982) – secondo Malerba (1982) – riprende i modelli stocastici della distribuzione dimensionale delle imprese, che hanno la più conosciuta sistematizzazione nella «legge di Gibrat», ampliata e modificata da Simon e da altri autori.

⁶ Sia consentita, in questo caso, la citazione del discorso inaugurale tenuto nel 1986 dal Presidente, R.C.O. Matthews, della Royal Economic Society: «*A body of thinking has evolved based on two propositions: 'institutions do matter'; 'the determinants of institutions are susceptible to analysis by the tools of economic theory'*». I fattori istituzionali, in effetti, producono riflessi sulla crescita e sulla dimensione delle imprese. Con riferimento al caso italiano, Arrighetti e Seravalli (1997) sostengono la tesi del "dualismo istituzionale" per la quale sono presenti nel nostro paese forme di regolazione di incentivi, forme di protezione ed esternalità diverse per le grandi e per le piccole imprese che hanno reso possibile la convivenza e percorsi di sviluppo autonomi delle organizzazioni produttive minori rispetto a quelle di maggiori dimensioni.

⁷ Per una rassegna della letteratura più recente sulla crescita economica orientata allo studio degli effetti delle politiche economiche si può far riferimento ai lavori di Temple (1999) e di Ahn e Hemmings (2000). Tra i contributi più recenti si segnala in particolare il

Un altro modo per descrivere il ruolo delle istituzioni e delle politiche economiche è quello di concentrare l'ambito della ricerca sui nessi tra scelte imprenditoriali (crescita dimensionale, avvio di nuove attività o uscita dal mercato) adottate in risposta a scelte adottate dal *policy maker*.⁸

lavoro di Bassanini e Scarpetta (2001), i quali, utilizzando un *panel* di dati relativi ai paesi OCSE, rilevano che, tra i fattori determinanti per la crescita, lo sviluppo del capitale umano è uno degli elementi chiave per spiegare il processo di crescita dei recenti decenni nell'ambito dell'OCSE. Altri fattori 'istituzionali' capaci di influenzare la crescita economica sono la qualità del sistema finanziario – bancario ed azionario – esistente in ciascun paese, ovvero il contenimento della variabilità dell'inflazione, nonché l'inasprimento del carico fiscale, fenomeno riscontrato in molti paesi negli ultimi decenni, che ha determinato risultati negativi della crescita sia in modo immediato sull'efficienza economica, sia indirettamente attraverso gli investimenti.

⁸ Tale approccio si distingue dal precedente per il taglio microeconomico che adotta. Rappresentanti di questo approccio sono Davis e Henrekson (1999a e 1999b); essi prendono in esame la distribuzione dimensionale delle imprese in Svezia connotata da una considerevole presenza di grandi imprese, proporzionalmente maggiore rispetto a quella di ogni altro paese. Gli autori dimostrano che tale fenomeno è principalmente ascrivibile all'impatto di fattori istituzionali: la tassazione, il mercato del credito, il sistema previdenziale, la legislazione del lavoro, la formazione dei salari ed il pubblico impiego. Kumar, Rajan e Zingales (1999) hanno verificato che nei paesi con sistemi giudiziari più efficaci vi è la più ampia presenza di imprese di grandi dimensioni, nonché una forte correlazione tra tale connotazione istituzionale e la più bassa dispersione della dimensione aziendale all'interno dei settori produttivi. Da ciò gli autori traggono la conclusione che lo sviluppo delle istituzioni sembra svolgere un ruolo rilevante ai fini della crescita; da altro punto di vista, si potrebbe guardare al fenomeno sostenendo che laddove le istituzioni sono carenti o scarsa è la loro 'qualità', si può costituire un impedimento alla crescita dimensionale delle imprese. Un altro nesso tra le istituzioni ed i confini dell'impresa è rappresentato dal fatto che un sistema giudiziario più efficiente favorisce il rafforzamento del controllo dell'impresa da parte della 'proprietà'. In tal senso, il contributo degli autori citati si propone come un lavoro esplorativo volto a fornire elementi a sostegno della cosiddetta teoria delle 'risorse critiche'. Un facile accesso al finanziamento esterno è, altresì, rilevante per la nascita, la crescita e la sopravvivenza delle imprese (de Caprariis e Guiso, 2004). Infine, Scarpetta et al. (2002), sempre partendo dall'osservazione delle scelte imprenditoriali a livello microeconomico, indagano altri canali attraverso i quali le istituzioni influenzano le decisioni dimensionali delle imprese: una regolamentazione molto severa dei mercati dei prodotti e delle regole del mercato del lavoro (ossia un elevato grado di protezione del lavoro) possono rappresentare, in determinate circostanze, impedimenti per la crescita dimensionale delle imprese, nonché vincoli all'accesso di nuove imprese nel mercato soprattutto di piccole e medie dimensioni.

Nella ricerca economica le difficoltà maggiori si incontrano nell'individuazione di chiari nessi di causalità tra i fattori istituzionali e le scelte dimensionali dell'imprenditore. A ciò si aggiunge quella di isolare il peso relativo di ciascuna componente istituzionale che interagisce con le decisioni dell'impresa.

Strumenti molto pratici per superare, almeno in parte, l'ultima delle due problematiche sono le inchieste campionarie condotte presso le aziende rilevando le percezioni degli imprenditori o del *management*. Esse consentono, infatti, di delineare una gerarchia dei fattori di ostacolo alla crescita delle imprese. Lo studio più recente e completo sulla 'questione dimensionale' in Italia e sugli effetti che i fattori giuridico-istituzionali possono determinare è contenuto nel Rapporto dell'ISAE (2003) sul tema delle dimensioni aziendali in relazione alla competitività ed alla regolamentazione che prende in esame l'impatto economico sulle imprese delle regole per la crisi d'impresa, del diritto societario, del mercato del lavoro, della tassazione e dei rapporti banca-impresa.

In base all'inchiesta *ad hoc* svolta dall'ISAE tra dicembre 2002 e gennaio 2003 su un campione di oltre 3.800 imprese operanti nel settore manifatturiero ed estrattivo,⁹ i cui risultati sono indicati nella Tabella 1, tra gli ostacoli alla crescita dimensionale quello che ha un peso preponderante è la 'domanda insufficiente'.¹⁰

Il fattore che viene, poi, avvertito dagli imprenditori come ostacolo significativo alla crescita sono gli ostacoli di carattere fiscale,¹¹ quelli inerenti al mercato del lavoro, ai costi del fallimento ed ai vincoli finanziari, secondo l'ordine di seguito rappresentato nella tabella 1.

⁹ Si tratta del medesimo campione mensilmente utilizzato dall'ISAE per le indagini di natura congiunturale e quindi selezionato garantendo le proprietà ottimali, da un punto di vista statistico, dell'informazione in esso rilevata.

¹⁰ La rilevanza della ristrettezza della domanda di mercato, quale elemento di ostacolo alla crescita delle imprese, trova fondamento anche nei risultati di altri lavori empirici quale quello già citato di Kumar, Rajan e Zingales.

¹¹ Già sulla base di un'indagine Confesercenti-SWG, effettuata nel giugno 1997 su un campione di 350 operatori commerciali residenti in Veneto, Friuli Venezia-Giulia, Trentino, è emerso che, alla domanda su quale fosse il maggior freno allo sviluppo delle imprese nel Nord-Est, il fattore più importante è risultato quello fiscale.

Tabella 1. Risultati dell'inchiesta *ad hoc* sugli ostacoli Primari alla crescita (valori percentuali).

Classi di addetti	Dom. insuff.	Ostacoli fiscali	Mercato lavoro	Costi del fallimento	Vincoli finanziari	N.R.	Totale
1 – 9	48,50	20,27	9,46	6,01	13,21	2,55	100
10 – 19	49,28	23,29	10,66	3,21	10,14	3,42	100
20 – 99	50,74	21,66	11,48	2,77	9,16	4,19	100
100 – 249	51,45	22,16	12,40	1,85	7,92	4,22	100
250 ed oltre	57,78	14,81	13,70	2,22	7,41	4,07	100
Totale	50,55	21,40	11,17	3,31	9,86	3,71	100

Fonte: ISAE (2003)

Il carattere esemplificativo e non totalmente esauriente di tali indagini impone una certa cautela nella lettura dei risultati. In particolare, nel tentativo di attribuire un "peso" ai diversi fattori di ostacolo alla crescita, occorre tener presenti che essi non possono essere interpretati come eventi mutuamente incompatibili; anzi, al contrario, le singole componenti sono fortemente e mutuamente interrelate e non è stata ancora elaborata una metodologia capace di isolare il peso relativo dei singoli fattori.

Pur trattando con estrema cautela le indicazioni derivanti da tale tipologia di inchieste, tuttavia è ragionevole affermare che le variabili di carattere tributario appartengono a quell'insieme di variabili "di contesto", ossia regolate dalle istituzioni, in grado di influenzare le decisioni aziendali.

Sebbene molti lavori abbiano riguardato gli effetti della politica tributaria sulle imprese, risultano ancora limitati i contributi empirici che si concentrano proprio sul rapporto tra tassazione e dimensione. Un esempio è dato da un altro capitolo del già citato Rapporto ISAE (2003) nel quale vengono presi in considerazione alcuni aspetti connessi alla dimensione aziendale quali la progressività del prelievo fiscale sulle imprese (nel caso di contribuenti soggetti all'IRPEF), i cosiddetti costi parafiscali, connessi all'espletamento dell'obbligazione tributaria (ad esempio i costi per la consulenza fiscale), le aliquote effettive, medie e marginali presenti negli altri ordinamenti europei.

La conclusione a cui perviene il Rapporto è che sussistono elementi per sostenere la percezione di "un insieme di costi fiscali aggiuntivi più che proporzionali rispetto alla crescita dimensionale" (p. 148). Ciò è dovuto

principalmente al fatto che il carico fiscale dei soggetti IRPEF è progressivo rispetto al reddito imponibile, mentre quella dei soggetti IRPEG è proporzionale ed inferiore rispetto alle aliquote marginali IRPEF più elevate (ora IRES). Non vengono evidenziati, a differenza di quanto avviene nel mercato del lavoro, scalini normativi connessi alla dimensione aziendale, misurata in termini di addetti. Il passaggio all'assoggettamento da un'imposta all'altra viene spiegato come uno dei fattori determinanti della forma giuridica dell'impresa, posto che alle società di capitale si applica indifferentemente l'IRPEG.

Rispetto al presente lavoro, il Rapporto ISAE non esamina gli aspetti connessi all'evasione. Al contrario, tale aspetto viene preso in considerazione in un pregevole lavoro pubblicato dal CER (2001) nel quale vengono analizzati i profili connessi all'evasione, soprattutto contributiva, sulle decisioni di *output*. Si tratta, tuttavia, di un'analisi che essendo volta a studiare i riflessi, a livello microeconomico, della recente normativa introdotta per favorire l'emersione del lavoro sommerso, esamina solo i profili più direttamente connessi all'oggetto della ricerca (le condizioni ed i vantaggi dell'emersione) e non affronta – in modo organico – la questione dei fattori istituzionali di ostacolo alla crescita dimensionale delle imprese legati alla tassazione.¹² Anche il più recente lavoro del CER (2004) concernente la questione dell'evasione fiscale è più orientato a studiarne i riflessi sulla finanza pubblica.

Nel lavoro di Di Nicola e Santoro (2000) vengono studiate le determinanti dell'evasione dell'IRPEG utilizzando un campione di 500 società di capitali aventi fini di lucro, selezionate per rappresentare l'universo delle circa 500 mila persone giuridiche dello stesso tipo effettivamente operanti in Italia.¹³ Lo studio è incentrato sul tema

¹² Difatti, al fine di verificare l'efficacia degli incentivi previsti dalla legge, nel lavoro del CER (2001) viene presentato un interessante esercizio di simulazione volto a fornire alcune indicazioni sull'aumento della produzione che l'impresa deve raggiungere per mantenere almeno inalterato il margine operativo (la differenza tra costi e ricavi) una volta operata la scelta di emergere.

¹³ Non è questa la sede dove esaminare i lavori empirici e le metodologie utilizzate per misurare l'economia sommersa o l'evasione fiscale in Italia. Per i contributi relativi all'esperienza italiana si citano per tutti Bernardi e Bernasconi (1996), Castellucci e Bovi (1999) e Bernardi e Franzoni (2004).

dell'evasione fiscale ma emergono, tuttavia, aspetti interessanti legati alla dimensione. Sebbene il campione sia stato selezionato favorendo le rilevazioni sulle imprese di medie-grandi dimensioni, gli autori osservano che la differenza tra l'evasione media delle società a responsabilità limitata e quelle delle società per azioni sembrerebbe essere un primo sintomo del fatto che la propensione all'evasione diminuisce all'aumentare delle dimensioni dell'impresa e del suo patrimonio. A supporto di tale intuizione intervengono i confronti tra l'evasione media nelle differenti classi di imprese distinte per patrimonio netto e per valore della produzione. Emergono, quindi, elementi che sembrano individuare una relazione inversa tra la dimensione dell'impresa e la propensione ad evadere le imposte. Il numero di casi esaminati, limitati all'osservazione delle società di capitali di medie-grandi dimensioni, non consente di trarre conclusioni più generali.

Manca tuttora un'analisi incentrata specificamente sui temi della tassazione e della dimensione dell'impresa che prenda in esame i profili connessi ai fattori istituzionali, segnatamente, quelli strettamente attinenti all'evasione fiscale.

Come si lega il fenomeno dell'evasione a quello della dimensione delle imprese?

Da questo punto di vista, la scienza microeconomica, in particolare quella legata al tema dell'evasione fiscale, offre una molteplicità di metodologie e di strumenti di analisi che, applicati allo studio delle scelte dimensionali in presenza di incertezza, permettono di enfatizzare il *trade-off* tra costi e benefici associati alle opzioni possibili.

Avvalendosi dei modelli teorici nei quali l'evasione è interpretata come un investimento rischioso, tale contributo intende porre l'accento sui rapporti intercorrenti tra evasione fiscale e dimensione d'impresa e sulle reazioni delle imprese al sistema di incentivi (o disincentivi) economici generato dalle azioni di *tax enforcement* prodotte dall'autorità fiscale in relazione alla dimensione "dichiarata".

Le istituzioni generano, infatti, nell'ordinamento italiano vincoli alla dimensione "dichiarata": da un lato, l'Amministrazione finanziaria, per massimizzare la propria funzione di utilità (il gettito erariale), distribuisce i controlli in modo proporzionalmente difforme rispetto alla dimensione dichiarata; dall'altro, l'applicazione di regimi contabili differenziati e di

differenti modalità di determinazione dell'imposta – sempre in relazione alla dimensione dichiarata – favoriscono la maggiore o minore trasparenza della contabilità aziendale. Dalla prospettiva delle imprese, tutto ciò determina, simmetricamente, un sistema di incentivi o disincentivi economici che al variare della dimensione dichiarata produce due effetti: si può diventare più o meno esposti agli accertamenti scegliendo una certa dimensione "dichiarata", ovvero si può occultare l'imponibile, qualitativamente (dal lato dei costi o dei ricavi) o quantitativamente (in relazione alla dimensione), in modo differenziato; in relazione a quest'ultimo aspetto intervengono anche costi differenziati della consulenza necessaria per mettere in atto comportamenti evasivi.¹⁴

In un mondo senza evasione fiscale è noto che l'imposizione diretta¹⁵ non ha effetti sulla quantità di *output* che massimizza il profitto dell'imprenditore;¹⁶ tuttavia, non necessariamente, si arriva ad un'analoga conclusione in un contesto caratterizzato da evasione fiscale.

Occorre, quindi, esaminare in quali condizioni la scelta di quanto produrre sia separabile da quella di quanto evadere. In altre parole, si tratta di valutare se le due scelte vengano determinate separatamente ed in particolare, se l'impresa decida prima quanto produrre e solo dopo aver osservato il profitto realizzato, se e quanto evadere; oppure se le due decisioni vengano determinate endogenamente, nel senso che l'una influenza reciprocamente l'altra.

¹⁴ Esistono, cioè, disincentivi (o incentivi) connessi alla maggiore (o minore) trasparenza fiscale. Infatti, in caso di accertamento, un regime contabile che rende più trasparente la contabilità dell'impresa potrebbe determinare un esito più sfavorevole all'impresa. I primi lavori che, in una recente letteratura, peraltro, non particolarmente ampia, hanno posto l'accento sul peso che tali costi hanno sulle scelte dimensionali delle imprese sono quelli di Bagella (1997 e 1998). Tali disincentivi rappresentano costi non monetari in quanto non necessariamente connessi ad un esborso monetario diretto ma ad una valutazione di convenienze attese da una determinata scelta di modificare la propria dimensionale, peraltro, in condizioni di incertezza. A differenza di tali costi non monetari, altri modelli hanno considerato costi monetari connessi alla decisione di evadere. Tali costi, che diversamente variano in relazione alla quantità di *output* occultata al Fisco, vengono indicati nella letteratura classica come *cost-of-concealment function*.

¹⁵ E' altrettanto noto che analogo risultato non vale nel caso di imposizione indiretta.

¹⁶ A titolo di esempio Musgrave e Musgrave (1980) affermano che "a general tax on profits (...) would not be effective in correcting monopolistic behavior" (pag. 402).

Il tema della separabilità delle due decisioni è stato finora indagato dalla letteratura più nota solo in relazione all'efficienza della produzione. Per altro verso, esso risulta essere estremamente significativo per spiegare, almeno in parte, la struttura dimensionale delle imprese in un dato ordinamento. In aggiunta a tutto questo, una volta ammessa la possibilità che le decisioni possono mutuamente influenzarsi, si apre uno spazio per l'intervento dell'azione pubblica. In questo senso, ritengo che molte conclusioni a cui è pervenuta la letteratura economica, in materia di evasione fiscale, siano dovute all'ipotesi, esplicita o implicita, di separabilità tra le due decisioni, e che pertanto dovrebbero essere rivisitate in un contesto in cui tale proprietà non sussiste. Procedendo in tale rivisitazione di potrebbe anche inserire il ruolo svolto dalle istituzioni nel determinare le condizioni per la separabilità o meno delle suddette decisioni.

Tale proprietà, lungi dal rappresentare esclusivamente una questione di efficienza produttiva,¹⁷ determina, infatti, riflessi rilevanti nel settore reale ed istituzionale; riflessi che, a tutt'oggi, mi sembrano siano stati sottovalutati.

Sul tema della separabilità della decisione di quanto produrre rispetto a quella di quanto evadere, il primo contributo che enuncia il concetto di 'separabilità' è quello di Marrelli (1984). Ad esso hanno fatto seguito altri studi volti ad esaminare le condizioni della separabilità.¹⁸

I lavori di Yaniv (1995) e di Lee (1998), i più esaustivi sull'argomento, pervengono alla conclusione che nei modelli in cui la probabilità dei controlli, ovvero le sanzioni, sono ipotizzati essere funzioni della quantità

¹⁷ Va riconosciuto il merito a Virmani (1989) di aver posto, per primo, l'accento sul tema dell'inefficienza produttiva determinata dall'evasione fiscale, in tal modo suggerendo il collegamento tra efficienza produttiva e dimensione delle imprese.

¹⁸ Il lavoro di Kreutzer e Lee (1986), allo scopo di mostrare come un'imposta sul profitto possa ridurre le distorsioni prodotte dal regime di monopolio, concludono che, nel caso in cui la normativa fiscale consente di dedurre i costi in misura eccedente rispetto a quella effettiva (fattispecie analoga a quella dell'evasione effettuata gonfiando i costi deducibili), la neutralità di un'imposta sui profitti del monopolista è violata. Pur non trattando esplicitamente un caso di evasione, il lavoro citato ha sollevato comunque un dibattito sulla questione della separabilità delle due decisioni che ha trovato nel *National Tax Journal* la sede di confronto in cui sono intervenuti – nello stesso numero – Wang e Conant (1988) e nuovamente Kreutzer e Lee (1988).

di *output* realizzata, la proprietà di separabilità delle decisioni non risulta valida; analogo risultato si dimostra essere verificato quando la probabilità e le sanzioni sono espresse come funzioni dei ricavi o dei costi dichiarati. Tale proprietà resta invece valida in tutti gli altri casi, compreso quello in cui le suddette variabili (la probabilità di essere assoggettati a controllo, ovvero le sanzioni) sono espresse in funzione dei profitti dichiarati. Yaniv dimostra, altresì, che le stesse conclusioni possono essere estese a varie categorie di tributi.

Tuttavia, nonostante tali studi finalizzati a verificare le condizioni in cui si attua la separabilità tra la decisione di quanto produrre e di quanto evadere manca, a tutt'oggi, un'analisi approfondita dei riflessi di tale proprietà sulla struttura dimensionale delle imprese. Inoltre, in tale contesto, ancora da approfondire è il ruolo che può svolgere il settore pubblico nella selezione delle opzioni di *tax enforcement*, intese come strumenti di politica industriale volti alla realizzazione di una prescelta struttura dimensionale delle imprese, capace di favorire la competitività dell'intero sistema economico nazionale e non già quali mezzi per il conseguimento della tassazione ottima, come in genere vengono interpretati secondo la letteratura corrente.¹⁹

Infatti, in presenza di vincoli sulla dimensione dichiarata imposti dalle istituzioni, a livello di singola impresa, si determina una duplice interazione: la decisione di *output*, dato l'incentivo a "restare piccoli", e quella sulla dimensione da dichiarare, dato l'altro incentivo ad "apparire piccolo".

In entrambe le situazioni la struttura dimensionale delle imprese appare o risulta essere inferiore a quella effettiva. Nel primo caso, la scelta di crescere meno potrebbe avere significativi effetti sulla competitività del sistema economico vigente nel paese ove desse luogo alla prevalenza di piccole e medie imprese rispetto alle grandi, nel secondo caso, l'apparente distorsione della struttura dimensionale rispetto a quella effettiva potrebbe indurre il *policy maker* ad intraprendere politiche volte a favorire la crescita dimensionale perseguendo un falso obiettivo.

¹⁹ Vale anche la pena ricordare che tali opzioni, nei modelli che prendono in esame l'evasione fiscale attuata dagli individui, sono state correlate ad altri temi di politica economica e, più precisamente, a quelli del prezzo-ombra delle spese di *enforcement*, degli effetti dell'evasione sull'offerta di lavoro e sugli investimenti in capitale.

In conclusione, nonostante gli sviluppi della ricerca in tale ambito disciplinare non possano considerarsi conclusi sulla base delle considerazioni ora svolte, mi sembra, tuttavia, legittimo sostenere che il problema della separabilità, ivi trattato, acquisti una valenza nuova come fattore inedito di congiunzione tra le scelte istituzionali e quelle imprenditoriali. Difatti, visto da questa prospettiva, il tema in oggetto finisce con l'offrire stimoli insospettati che aprono un possibile *iter* di ricerca teso ad istituire un raccordo tra due discipline economiche, l'organizzazione industriale e la teoria della tassazione, a tutt'oggi non ancora battuto. Anche se va rilevato che tale passaggio implica un'istanza d'emancipazione dai tradizionali modelli di evasione fiscale per possa consentire una sua autonoma collocazione nell'ambito delle 'teorie istituzionali'. E', tuttavia, su questo sfondo dell'analisi economica delle forme di regolazione adottate dalle istituzioni, che il tema della (non) separabilità tra decisione di evadere le imposte e di quanto produrre, costituisce una valida ipotesi di possibile raccordo tra la teoria dell'organizzazione industriale e quella della tassazione, grazie alla quale è possibile trovare una chiave esplicativa del fenomeno dimensionale, nelle sue diverse modalità di espressione, legate alle peculiarità delle singole situazioni nazionali, rispetto alle quali il caso italiano rappresenta un modello particolarmente significativo.

2.1. Descrizione e caratteristiche del campione e del fenomeno.

Il campione impiegato per effettuare le stime è costituito da 85.853 verifiche effettuate dall'Amministrazione fiscale nel periodo compreso tra il 1991 ed il 1996 verso imprese italiane. Esso è stato estratto da un insieme esaustivo di 230.661 controlli e verifiche fiscali poste in essere dalla Guardia di Finanza nel medesimo periodo. La selezione è stata effettuata eliminando sia le verifiche effettuate nei confronti di persone fisiche non imprenditori, sia i controlli fiscali: nel primo caso l'esclusione è giustificata dalla scarsa attinenza con l'oggetto della ricerca, nel secondo, dal fatto che si tratta di una forma di attività ispettiva avente ad oggetto esclusivamente un singolo atto di gestione, non idonea, quindi, a fornire una rappresentazione verosimile del fenomeno dell'evasione.

La scelta del periodo temporale è stata in parte condizionata dalla necessità di confrontare dati derivanti da differenti fonti che vengono diffuse con periodicità eterogenee. Ad esempio la pubblicazione delle analisi delle dichiarazioni da parte del Ministero dell'economia e delle finanze, fonte necessaria per ricavare i dati sull'universo delle imprese (emerse), seguono, di norma, un ritardo di cinque anni (quattro anni per i dati relativi alle dichiarazioni IVA) rispetto all'esercizio fiscale in corso,²⁰ mentre le informazioni sull'attività di accertamento svolta dalla Guardia di Finanza hanno una cadenza temporale molto più ravvicinata. Inoltre, considerazioni legate alla particolare delicatezza dei dati suggeriscono di fugare ogni sospetto sull'impiego di tali informazioni per finalità estranee alla ricerca (impedendo dunque un impiego di informazioni antecedenti al decorso dei termini di legge per l'accertamento dei redditi che è pari a 5 anni). A ciò si aggiunga anche che le riforme fiscali attuate a partire dal 1998 hanno introdotto strumenti di prelievo inediti, quali dapprima la *Dual income tax*, l'imposta regionale sulle attività produttive (IRAP) ed altre agevolazioni (c.d. legge Visco, dapprima, e Tremonti-*bis* poi), volti a favorire il finanziamento dei nuovi investimenti attraverso capitale proprio, nonché una razionalizzazione degli adempimenti fiscali (ad esempio il versamento unico degli oneri fiscali e previdenziali) e nuovi strumenti di lotta all'evasione (come gli studi di settore). Non si può escludere che tali novità abbiano introdotto elementi di eterogeneità nel modello dal quale i dati sono stati generati rispetto a quello vigente nell'intervallo osservato; ciò avrebbe inevitabilmente comportato la necessità di discriminare l'analisi in due sottoperiodi e, stante la necessità di impiegare dati antecedenti al 1999, per le ragioni suddette, quelli relativi al periodo successivo al 1998 sarebbero stati troppo limitati per consentire un fondato raffronto.

Il campione sul quale sono state effettuate le stime è rappresentato nella Tabella 2 indicata in appendice. Nelle tabelle 3 e 4 (anch'esse riportate in appendice) vengono, invece, riportate le composizioni percentuali del campione, al fine di specificare il "peso" relativo dei differenti settori in ciascun anno e sul totale delle imprese per ogni anno.

²⁰ Notevole impulso alla tempestività delle pubblicazioni è stato dato dalla presentazione delle dichiarazioni attraverso gli strumenti informatici.

Nel campione selezionato, le attività più rappresentate, rispetto al totale, sono quelle attinenti ai settori dell'industria in senso stretto ed a quelle del commercio. Segue, poi, per numero di rilevazione il settore dei servizi. Il numero di rilevazioni effettuate anno per anno, sia la loro ripartizione tra i vari settori, risulta sostanzialmente uniforme in ogni anno considerato. Soltanto il settore "altre attività di servizi", secondo la denominazione indicata dalla classificazione Ateco 91, presenta una significativa variazione della percentuale rispetto al totale del campione nell'arco di tempo considerato, ascrivibile soprattutto all'effetto di un rilevante numero di accertamenti effettuati sulle imprese operanti in tale settore negli anni 1994 e 1995. Ad eccezione di tale anomalia, il campione è regolare in ciascun anno.

Rispetto alla popolazione, considerando, quali variabili di classificazione il settore economico, il campione presenta una ripartizione del numero di casi all'interno dei singoli settori sostanzialmente analoga, ad eccezione dei settori dell'agricoltura e delle costruzioni (si confronti la Tabella 5 in appendice). Per il settore dell'industria in senso stretto, poi, si possiedono un numero di osservazioni molto più elevato rispetto alla quota rilevabile nell'ambito della popolazione: ciò, quindi, comporta che le stime relative al settore in questione sono più puntuali.

Dal confronto, effettuato relativamente ad un anno qualsiasi di riferimento (1995), tra la distribuzione del campione e quella della popolazione in relazione alla dimensione dichiarata dalle imprese, riportata nella Tabella 6 (in appendice) appare evidente che quella del campione ha un grado di asimmetria inferiore rispetto alla distribuzione dimensionale delle imprese operanti in Italia. Ciò implica che le classi dimensionali più centrali (con volume d'affari compreso tra 100 milioni ed 1 miliardo di lire) risultano essere quelle più rappresentate.

Emerge, quindi, un primo elemento di distorsione (*selection bias*) dovuto al fatto che – come si è già avuto modo di dire – il programma dei controlli effettuati dall'Amministrazione fiscale non è ripartito in modo tale da riflettere proporzionalmente la distribuzione delle imprese per dimensione, bensì è selezionato anche al fine di ricondurre a tassazione un certo volume di imponibile.

A causa di tale distorsione è molto difficile risalire alla stima del vero valore dell'evasione fiscale attuata dalle imprese in Italia. Ciò

nonostante, l'obiettivo della ricerca resta l'analisi della scelta di evadere le imposte condizionata, in senso statistico, dalla dimensione e, da questo punto di vista, si può dimostrare che le proprietà ideali degli stimatori non vengono compromesse.²¹

Il tema trattato è, dunque, la dimensione in un'accezione statica e non, dunque, quello della crescita della scala di produzione. Sebbene sono usualmente indicati entrambi i termini in ragione della loro intrinseca relazione, nella parte riservata alle stime statistiche, è utile precisare che l'oggetto è soltanto la dimensione. A tal riguardo, si fa presente che, per esprimere l'ordine di grandezza della dimensione delle imprese, ci si può riferire ad una serie di indicatori. I più comuni, mutuati dalla normativa comunitaria, sono il numero dei dipendenti, il fatturato annuo o il totale del bilancio. Nell'ambito della presente analisi e specialmente ai fini degli approfondimenti quantitativi ivi operati, è stato adottato il "volume d'affari" già richiamato nella stessa normativa fiscale dal D.P.R. 26 ottobre 1972, n. 633 in materia di IVA per misurare la variabile "dimensionale" delle imprese. In particolare, tale grandezza è definita all'articolo 20 come «ammontare complessivo delle cessioni di beni e delle prestazioni di servizi, registrate o soggette a registrazione». In altri casi, quando tale dato non è stato disponibile, si è utilizzato il «fatturato» a ragione della stretta corrispondenza con il volume d'affari ovvero con i ricavi pure richiamati dal D.P.R. 29 settembre 1973, n. 600 in materia di Accertamento delle imposte sui redditi (art. 18 e segg., sulle *imprese minori*) e agevolmente desumibili in quanto voce del Conto economico di ogni impresa.

Per quanto concerne, poi, l'evasione fiscale, rapportata alla dimensione d'impresa, si tenga conto che si tratta di un fenomeno caratterizzato da una elevatissima variabilità. Essa è tale che il suo valore atteso, indicatore sintetico generalmente rappresentativo delle unità di rilevazione centrali della distribuzione, è ampiamente superiore alla mediana: ciò determina la necessità di ricorrere a metodi di stima non parametrici. Non disponendo dei dati sulle aliquote marginali applicate a ciascuna impresa soggetta a verifica, l'imponibile accertato è stato

²¹ Con ciò non si intende sostenere che non si possa determinare una distorsione delle stime, tuttavia, tale aspetto non raggiunge una portata tale da compromettere i risultati qualitativi delle analisi.

utilizzato quale indicatore dell'evasione. In generale, posto che l'evasione è pari al prodotto dell'imponibile evaso e dell'aliquota fiscale prevista dalla legge, l'utilizzo dell'imponibile evaso, in luogo dell'evasione *tout court*, dovrebbe produrre risultati sostanzialmente equivalenti.²² Esso è stato, poi, rapportato alla dimensione dichiarata, ossia al volume d'affari di ciascuna impresa, al fine di cogliere la sostanza dei comportamenti all'interno delle classi dimensionali. Il valore assoluto dell'imponibile evaso non rappresenta, infatti, una variabile significativa per lo studio della decisione di evadere le imposte se non viene rapportato alla dimensione dichiarata. È stato quindi stimato, all'interno di ciascuna classe dimensionale, la mediana dell'imponibile evaso, standardizzata rispetto alla dimensione dichiarata. La scelta è stata resa obbligata dal fatto che, rispetto al valor medio, la mediana rappresenta meglio il centro della distribuzione, data la variabilità del fenomeno. L'indicatore di cui è stata calcolata la mediana è così definito:

$$\text{evastand}_i = \frac{(\text{elementi positivi}_i + \text{elementi negativi}_i)}{\text{volume d'affari dichiarato}_i}$$

dove i rappresenta la i -esima osservazione²³ appartenente ad una determinata classe dimensionale. Si tenga conto del fatto che è pressoché

²² Soltanto nell'ipotesi di irrazionalità (o di razionalità limitata) dell'imprenditore evasore si potrebbe astrattamente invocare il fatto che l'imponibile non sia una adeguata *proxy* dell'evasione. È questo il caso di un imprenditore che evada un volume di materia imponibile eccedente quella necessaria ad azzerare completamente l'obbligazione tributaria, includendo nel concetto di obbligazione tributaria, anche i vantaggi derivanti dal riporto, ai fini delle imposte, delle perdite registrate nei precedenti esercizi. In tal caso, infatti, sussisterebbe una soglia oltre la quale l'occultamento di imponibile aggiuntivo non determinerebbe unità di evasione aggiuntive. Trattandosi di casi di interesse marginale e non potendo comunque prescindere da essi in ragione di una carenza di informazioni al riguardo necessarie, si parte dal presupposto che l'imponibile evaso rappresenti la variabile in grado di descrivere, con un elevato grado di fedeltà, il comportamento evasivo attuato dalle imprese.

²³ In questo caso, come in altri in precedenza, si è utilizzato il termine osservazione, anziché quello d'impresa. Può infatti accadere che i due termini non siano equivalenti, posto che può ricorrere il caso che la stessa impresa, nello stesso anno o in anni diversi, sia

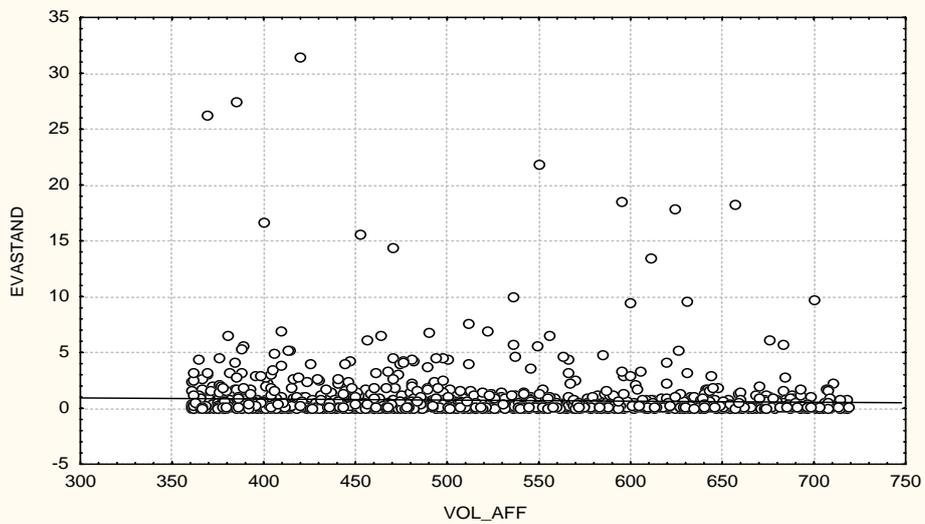
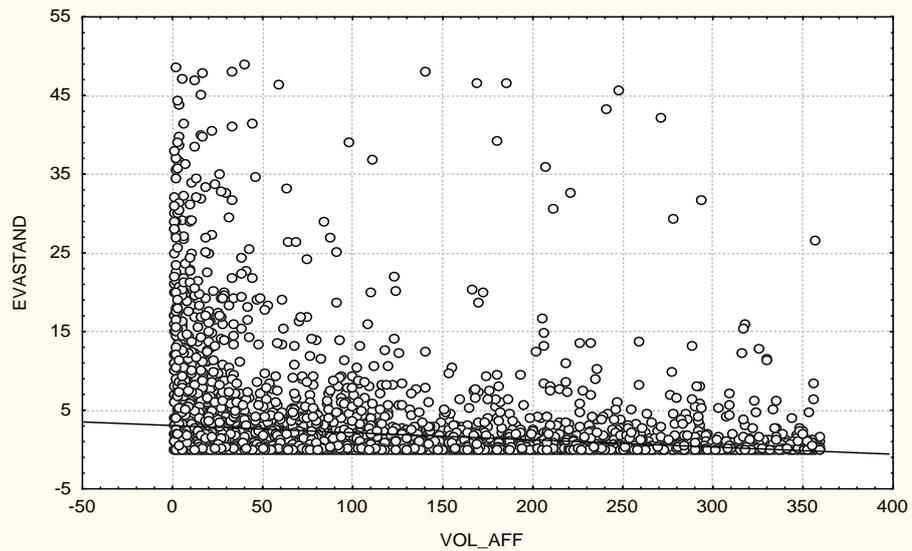
equivalente porre al denominatore la dimensione dichiarata o quella effettiva dal momento che quest'ultima non è altro che la dimensione dichiarata più gli elementi positivi occultati (ricavi non dichiarati), ovvero una trasformazione lineare positiva dell'altra.

Dai grafici 1 e 2, nei quali sono rappresentate, rispettivamente, la dimensione, misurata in termini di volume d'affari, e l'imponibile evaso, normalizzato rispetto alla dimensione dichiarata, si desume in modo evidente che il fenomeno si distribuisce in modo eterogeneo in relazione al livello di volume d'affari. In essi è possibile cogliere, in tutta la sua portata, la manifestazione del fenomeno. Per una migliore comparabilità del fenomeno, sono stati scelti in un anno di riferimento qualsiasi (1991) due intervalli dimensionali di eguale ampiezza (da 0 a 360 milioni di lire e da 361 a 720 milioni di lire), un settore di attività economico (pubblici esercizi) e sono state escluse alcune osservazioni particolarmente anomale rispetto allo spazio nel quale il fenomeno stesso è definito²⁴ (cosiddetti *outliers*). I grafici, oltre a rappresentare la variabilità del fenomeno, dimostrano anche come esso si manifesti con modalità differenti a seconda della dimensione. Senza anticipare i risultati della ricerca, vale, tuttavia, la pena soffermarsi su alcune considerazioni circa le cause di tale eteroschedasticità. Essa potrebbe essere interpretata come il risultato di scelte discrezionalmente adottate da imprese aventi differenti dimensioni, di due modelli, cioè, di comportamenti eterogenei afferenti a popolazioni di riferimento distinte, oppure come l'effetto di una differente selezione delle osservazioni. Sebbene l'impiego di dati relativi alle verifiche effettuate dall'Amministrazione finanziaria implica già un primo elemento di distorsione legato al fatto che la selezione degli accertamenti non avviene in modo proporzionale alla distribuzione dimensionale delle imprese, tuttavia, in questo secondo caso, l'eteroschedasticità potrebbe ascrivere ad un ulteriore fattore di distorsione: criteri di selezione dei controlli differenti tra piccole e grandi imprese. Se ciò fosse, la validità delle stime econometriche sarebbe compromessa.

sottoposta a verifica generale e parziale. Tali occorrenze sono comunque numericamente poco significative.

²⁴ Sono state, infatti, escluse le osservazioni per le quali il volume di imponibile evaso è superiore a 50 volte la dimensione dichiarata (evastand>50).

Grafici 1 e 2. Evasione (imponibile evaso rapportato alla dimensione dichiarata) e volume d'affari dichiarato.



Fonte: nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze (1991).

Per superare la questione della modalità di selezione dei dati, pregiudiziale per l'analisi che segue, un'utile indicazione è offerta dalla proporzione, calcolata per ogni classe dimensionale, degli accertamenti conclusi senza contestazioni di somme evase. Proporzioni più o meno equivalenti forniscono un elemento a favore della tesi che i criteri di selezione delle osservazioni non sono state significativamente diverse all'interno delle classi dimensionali.

E' stata, quindi, derivata una misura della concentrazione del carattere quantitativo dell'evasione fiscale attraverso le spezzate di concentrazione o *curve di Lorenz*.

Definiamo le quantità:

$$p_{i,k} = \frac{\sum_{j=1}^i n_{j,k}}{N} = \sum_{j=1}^i f_{j,k}, \quad \text{per } i = 1, 2, \dots, l$$

e per $k = 1, \dots, 8$

come la frazione delle prime i imprese accertate, appartenenti alla k -ma classe dimensionale (le classi coincidono con quelle indicate nelle Tabelle 5 e 6 riportate in appendice), sul totale delle imprese sottoposte a controllo (anche denominata frequenza cumulata relativa, ovvero sia la funzione di ripartizione del carattere discreto x);

$$q_{i,k} = \frac{\sum_{j=1}^i x_{j,k} n_{j,k}}{\sum_{j=1}^k x_{j,k} n_{j,k}} = \frac{\sum_{j=1}^i x_{j,k} n_{j,k}}{N_k \mu_k} = \frac{1}{\mu_k} \sum_{j=1}^i x_{j,k} f_{j,k},$$

per $i = 1, 2, \dots, l$
e per $k = 1, \dots, 8$

come la frazione dell'ammontare complessivo dell'imponibile evaso attuato dalle prime i imprese appartenenti alla k -ma classe dimensionale, dove il carattere $x_{j,k}$ rappresenta l'imponibile evaso espresso in termini assoluti. La

media del carattere in esame, l'imponibile evaso, calcolata per ciascuna classe, è indicata con μ_k .

Il calcolo viene effettuato anche senza distinzione per classi dimensionali. In questo caso:

$$p_i = \frac{\sum_{j=1}^i n_j}{N} = \sum_{j=1}^i f_j$$

$$q_i = \frac{1}{N\mu} \sum_{j=1}^i x_j f_j$$

In questo caso μ rappresenta la media del carattere calcolata sull'insieme delle osservazioni. Si noti che $p_{l,k} = q_{l,k} = p_l = q_l = 1$ e che $0 \leq p_{j,k}, q_{j,k}, p_i, q_i \leq 1$. Dalle formule precedenti, si ricava, altresì, che il calcolo della curva di concentrazione sul totale delle osservazioni non equivale alla media dei valori calcolati all'interno delle diverse classi.

Nelle tabelle che seguono sono rappresentate le spezzate di concentrazione o *curve di Lorenz*, distintamente per elementi positivi e negativi, al fine di mostrare come, al variare della frequenza relativa cumulata delle imprese assoggettate a controllo, varia la frazione cumulata del carattere da essi posseduto (ovverosia l'imponibile evaso in rapporto alla dimensione dichiarata). L'ultima colonna rappresenta la retta di equidistribuzione del carattere in esame (l'imponibile evaso) e descrive la circostanza in cui esso è distribuito in modo uniforme tra tutte le unità di rilevazione. I valori di $p_{j,k}$ rappresentano i decili della distribuzione, per ognuna delle classi dimensionali, mentre l'imponibile evaso è considerato – questo è bene ripeterlo – in termini assoluti.

A causa dell'elevatissima concentrazione del fenomeno e contrariamente a quanto osservato per gli elementi positivi, si è reso necessario, nel caso degli elementi negativi, calcolare la quota dell'ammontare complessivo di imponibile evaso anche per le frazioni di percentile successive al 99 per cento delle imprese rilevate.

Dalla lettura delle Tabelle 7 e 8, concernenti rispettivamente la spezzata di concentrazione degli elementi di reddito positivi e negativi

sottratti a tassazione, risaltano alcuni elementi peculiari quali il fatto che dal 90 per cento degli accertamenti deriva poco più del 10 per cento dell'imponibile evaso e che il 99 per cento degli accertamenti produce una percentuale di imponibile evaso variabile tra il 44 ed il 78 per cento (addirittura tra il 14 ed il 70 per cento relativamente agli elementi negativi, in relazione alle classi di volume d'affari). Il fenomeno risulta, quindi, molto concentrato, in generale, ed estremamente concentrato in alcune classi di volume d'affari.²⁵

Per quanto concerne la ricostruzione delle modalità di selezione degli accertamenti, particolarmente utile risulta la verifica dei casi di evasione nulla per classi dimensionali. Dalla lettura combinata delle due Tabelle della concentrazione, si desume che il primo decile, indipendentemente dalla dimensione, è caratterizzato da imprese a cui non sono state contestate somme. Posto che l'evasione può essere attuata dal lato dei costi, dei ricavi o, unitamente, da entrambe le modalità, in corrispondenza degli importi nulli della concentrazione del carattere in esame, riscontrati congiuntamente nelle due tabelle, si individua la percentuale di soggetti sottoposti ad accertamento per i quali non vi è stata l'emersione di imponibile evaso. L'ipotesi che la differente variabilità del fenomeno sia ascrivibile ad una differente modalità di selezione delle imprese all'interno delle singole classi dimensionali mal si raccorda con il fatto che la percentuale dei non evasori, sul totale delle imprese accertate, risulta equivalente indipendentemente dalla dimensione stessa. In altre parole, l'ipotesi di una modalità di selezione molto vicina alla casualità per le piccole imprese ed una basata sulla presenza di rilevanti sospetti di comportamenti evasivi per le grandi imprese – argomentazione che potrebbe essere posta a fondamento dell'eterogeneità del fenomeno rappresentato nei grafici 1 e 2 – non appare compatibile con il fatto che la percentuale di imprese accertate e riscontrate negative all'accertamento (quindi, senza contestazione di somme evase) è pressoché equivalente in ciascuna classe di volume d'affari.

Risulta, quindi, chiaro che le cause dell'eterogeneità del fenomeno, non essendo imputabili alla modalità di campionamento delle imprese,

²⁵ Tale caratteristica del fenomeno spiega meglio come sia poco significativo un indice di posizione quale il valore medio.

debbono essere ricercate altrove. D'altro canto, l'insussistenza di alcuni sospetti in merito alla distorsione della raccolta delle osservazioni, rappresenta una condizione necessaria per supportare la validità metodologica dell'analisi comparata del fenomeno dell'evasione all'interno delle differenti classi dimensionali.

A seguito di un confronto tra classi dimensionali, si rileva poi che il dato comune ad entrambe le curve di concentrazione (sia quella relativa agli elementi positivi che a quelli negativi) è quello di presentare una concentrazione che decresce, in modo regolare, in relazione all'aumento delle classi dimensionali fino a quella relativa alle imprese con volume d'affari inferiore a 2 miliardi di lire. Le due classi successive (la classe 7 e 8), hanno una concentrazione inferiore alle due precedenti (classe 5 e 6) e crescente rispetto alla dimensione. Le ultime due classi dimensionali sembrano, quindi, seguire un comportamento evasivo diverso, in termini assoluti, sia in termini di regolarità che di andamento del fenomeno, rispetto alle precedenti classi. Non si è in possesso di alcuna chiave sufficientemente esaustiva per interpretare tale circostanza, se non quella di un'eterogeneità di comportamenti tra classi d'impresе aventi differenti dimensioni. Altrettanto interessante è il confronto tra la curva di concentrazione degli elementi negativi rispetto a quelli positivi. I differenti importi attestano la percezione comune che le piccole imprese, rispetto alle grandi, hanno modalità differenti di attuazione dell'evasione. Gli importi dell'evasione fiscale, in termini di elementi positivi, sono non nulli già dopo il primo decile del campione, mentre per gli elementi negativi, gli importi diventano positivi (seppure permangono scarsamente significativi)

Tabella 7. Spezzata di concentrazione degli elementi positivi di reddito sottratti a tassazione.

p	q tot	q 1	q 2	q 3	q 4	q 5	q 6	q 7	q 8	equip
0,100	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,100
0,200	0,000000	0,000738	0,000436	0,000363	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,200
0,300	0,000357	0,002581	0,002008	0,001362	0,001483	0,001074	0,000105	0,000000	0,000000	0,300
0,400	0,001830	0,005503	0,006623	0,005800	0,005566	0,004349	0,001577	0,000582	0,000020	0,400
0,500	0,005670	0,011632	0,015882	0,015093	0,016027	0,012944	0,006170	0,002661	0,000399	0,500
0,600	0,013472	0,021363	0,032528	0,034231	0,036129	0,030853	0,019444	0,008648	0,002070	0,600
0,700	0,029108	0,037228	0,060505	0,067682	0,072997	0,064754	0,048502	0,022834	0,007797	0,700
0,800	0,062294	0,064387	0,108129	0,121474	0,138670	0,139401	0,123117	0,065402	0,028157	0,800
0,900	0,148830	0,126707	0,200769	0,222721	0,266066	0,290233	0,312341	0,198851	0,118558	0,900
0,910	0,165099	0,137845	0,217815	0,238420	0,284711	0,311571	0,342396	0,223112	0,136324	0,910
0,920	0,183334	0,150655	0,233754	0,255720	0,305587	0,336026	0,374897	0,249436	0,161620	0,920
0,930	0,204915	0,166017	0,251915	0,272916	0,329297	0,362611	0,411789	0,280410	0,187676	0,930
0,940	0,229861	0,185957	0,275584	0,294377	0,356691	0,395973	0,453643	0,313883	0,217888	0,940
0,950	0,260960	0,205693	0,299253	0,320559	0,390895	0,431855	0,500577	0,354331	0,261781	0,950
0,960	0,299171	0,241616	0,332688	0,352243	0,430288	0,474284	0,553656	0,405814	0,311188	0,960
0,970	0,346299	0,282030	0,373532	0,392524	0,479159	0,529486	0,614425	0,464952	0,373776	0,970
0,980	0,418488	0,340034	0,436659	0,439141	0,545827	0,593602	0,686020	0,544799	0,458420	0,980
0,990	0,534589	0,446503	0,536550	0,523963	0,654302	0,711132	0,780289	0,654025	0,566589	0,990
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Fonte: elaborazioni su dati Ministero delle finanze.

Tabella 8. Spezzata di concentrazione degli elementi negativi di reddito sottratti a tassazione.

p	q tot	q 1	q 2	q 3	q 4	q 5	q 6	q 7	q 8	equilip
0,1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0,2	0	0	0	0	0	0	0	0	0,000237	0,2
0,3	0	0	0	0	0	0	0	0,000621	0,001123	0,3
0,4	0	0	0	0	0	0,000404	0,001643	0,002532	0,002688	0,4
0,5	0,000592	0	0	0	0,000779	0,001866	0,006174	0,006149	0,005776	0,5
0,6	0,002429	0	0,0003564	0,005448	0,008458	0,008458	0,0144	0,012875	0,011367	0,6
0,7	0,007474	0	0,005395	0,012702	0,016129	0,021186	0,030984	0,024387	0,020603	0,7
0,8	0,01863	0,000353	0,037124	0,046468	0,041095	0,048862	0,064892	0,045365	0,037659	0,8
0,9	0,05261	0,005107	0,121735	0,125651	0,108291	0,132279	0,162937	0,109276	0,089209	0,9
0,91	0,059395	0,00656	0,136854	0,149328	0,120695	0,148366	0,184211	0,123842	0,100408	0,91
0,92	0,067699	0,008366	0,1568	0,16289	0,136241	0,169145	0,209697	0,140905	0,116972	0,92
0,93	0,078085	0,010335	0,175398	0,183633	0,154454	0,19347	0,242511	0,162549	0,135947	0,93
0,94	0,091538	0,014118	0,196905	0,210089	0,176354	0,22607	0,284228	0,190194	0,162156	0,94
0,95	0,10959	0,018253	0,224233	0,245042	0,202182	0,267622	0,337157	0,228562	0,200432	0,95
0,96	0,134009	0,028003	0,25433	0,284383	0,235308	0,319659	0,403011	0,284231	0,244497	0,96
0,97	0,169571	0,045448	0,291454	0,331399	0,273843	0,389147	0,483844	0,35301	0,301416	0,97
0,98	0,227287	0,07426	0,345187	0,390295	0,326943	0,488983	0,582311	0,450931	0,381308	0,98
0,99	0,340235	0,14956	0,444279	0,509915	0,41564	0,638233	0,709997	0,586551	0,518091	0,99
0,991	0,357644	0,164554	0,476576	0,525816	0,432966	0,647943	0,739379	0,605298	0,543441	0,991
0,992	0,376992	0,181286	0,50575	0,54231	0,446738	0,668299	0,755573	0,625928	0,572494	0,992
0,993	0,398776	0,204896	0,535917	0,55981	0,463102	0,690391	0,771884	0,647639	0,602288	0,993
0,994	0,423881	0,228514	0,57226	0,579914	0,482968	0,721283	0,788951	0,671753	0,622288	0,994
0,995	0,453635	0,252536	0,613927	0,604496	0,508207	0,758229	0,80982	0,69721	0,634375	0,995
0,996	0,489813	0,286378	0,673481	0,637348	0,557487	0,781325	0,855651	0,727422	0,675314	0,996
0,997	0,534779	0,321758	0,733745	0,670931	0,596131	0,830416	0,880634	0,769981	0,723728	0,997
0,998	0,594738	0,368269	0,79699	0,707027	0,642458	0,882511	0,90897	0,823015	0,77821	0,998
0,999	0,691607	0,607473	0,87358	0,811706	0,733201	0,936751	0,937324	0,887398	0,856495	0,999
1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Fonte: elaborazioni su dati Ministero delle finanze.

soltanto dopo il quarto decile (per le imprese appartenenti alla quinta classe) ed addirittura dopo il settimo decile per le imprese la cui dimensione è inferiore a 50 milioni di lire. Se ne desume che le piccole imprese ricorrono più frequentemente all'evasione dal lato dei ricavi, mentre le grandi imprese attuano preferibilmente l'evasione dal lato dei costi, nonostante evadano comunque anche dal lato dei ricavi.

2.2. La metodologia impiegata per la verifica delle ipotesi della ricerca.

La ricerca è volta a verificare la sussistenza nel nostro paese di un sistema di incentivi fiscali che rendano più conveniente, a quegli imprenditori che decidono di evadere le imposte, la scelta di mantenere ridotte le dimensioni aziendali. L'ipotesi che si intende sottoporre a verifica è l'esistenza sia di una relazione tra evasione e dimensione, sia di due modelli comportamentali distinti per le piccole e medie imprese rispetto alle grandi. In particolare per le prime si assume che la decisione di evadere non sia separabile da quella dimensionale perché la bassa probabilità di essere accertati ed i regimi contabili meno trasparenti rendono più conveniente evadere rimanendo 'piccoli'. Per le grandi imprese, invece, l'ipotesi è che le due scelte siano separate ed il nesso di causalità sia inverso rispetto al caso precedente: è la dimensione che influenza la decisione di quanto evadere.

Lo studio è stato condotto verificando innanzitutto la ripartizione degli accertamenti tra le varie classi dimensionali al fine di mettere in luce se l'azione dell'Amministrazione finanziaria è neutrale rispetto alla dimensione.

E' stata poi stimata la relazione non parametrica tra evasione fiscale e dimensione d'impresa utilizzando la mediana – quale indice di posizione – al posto della media. L'elevata variabilità dei dati, la rilevante concentrazione e la natura del 'fenomeno dimensionale' non hanno, infatti, consentito di impiegare metodi di stima parametrici.

L'esistenza di una relazione non parametrica tra evasione e dimensione è stata successivamente sottoposta ad un'ulteriore verifica. Ciò

al fine di accertare se altre variabili siano o meno esplicative del fenomeno dell'evasione ed anche di fugare ogni ragionevole dubbio sul fatto che il nesso tra evasione e dimensione possa essere il riflesso della relazione intercorrente tra l'evasione ed un'altra variabile a sua volta molto correlata con la dimensione. In altri termini, ipotizziamo per assurdo che il fenomeno dell'evasione sia spiegabile esclusivamente da un fattore socio-culturale quale, ad esempio, l'appartenenza ad una particolare area del paese caratterizzata da un'elevata presenza di piccole imprese; la significatività del legame tra evasione e dimensione, in concreto, sarebbe soltanto la conseguenza del fatto che le piccole imprese sono concentrate in un'area del paese dove, indipendentemente da tutto, sussiste un'alta propensione all'evasione: ove si selezionassero soltanto le imprese di un'altra area del paese non si potrebbe più riscontrare l'esistenza del rapporto tra evasione e dimensione.

Per esperire tale analisi è stata impiegata una procedura a due stadi: in primo luogo, per esaminare la significatività di altre variabili rispetto all'evasione, è stato effettuato un test del rapporto delle massime verosimiglianze per verificare (ipotesi nulla) differenze tra le stime dei regressori dell'evasione di un modello esteso, concernente, oltre alla dimensione, anche il settore di attività svolto dall'impresa, la natura giuridica (società di persone o società di capitali) e la locazione territoriale dell'attività stessa, e quelle ottenute da un modello ristretto, avente ad oggetto soltanto l'appartenenza ad una determinata classe dimensionale;²⁶ in secondo luogo, fissando tutte le altre variabili si è stimata la relazione lineare tra evasione e dimensione – per ogni settore produttivo, area territoriale o natura giuridica – al fine di esaminare se viene preservato l'andamento decrescente riscontrato con le mediane. In astratto, infatti, se la variabile esplicativa del fenomeno fosse diversa dalla dimensione, la suddetta relazione inversa tra evasione e dimensione non sarebbe più riscontrabile quando la relazione fosse effettuata condizionatamente alla vera variabile esplicativa.

²⁶ Ovviamente il risultato atteso è l'ipotesi alternativa, ovvero che tutte le variabili aggiunte al modello ristretto contribuiscano in parte a spiegare l'evasione.

Per stimare la relazione tra evasione e dimensione è stato effettuato un test non parametrico per verificare la significatività dei differenti valori della mediana rilevati in ciascuna classe dimensionale. Il test utilizzato è denominato di *Kruskal-Wallis One-Way ANOVA on Ranks* (da ora in poi indicato con K-W), apparso per la prima volta in un articolo del 1952,²⁷ ed è l'equivalente non parametrico dell'analisi della varianza ad un criterio di classificazione, ovvero di quella famiglia di test volti a verificare se gruppi indipendenti di osservazioni provengano o meno dalla stessa popolazione e/o da popolazioni che abbiano la medesima varianza.

La scelta di una famiglia di test non parametrici, in luogo di una trasformazione delle variabili, è stata dettata dal fatto che le osservazioni relative alle singole classi di volume d'affari mantengono un elevato grado di asimmetria, problema, questo, che è di difficile soluzione anche ove si operi un'opportuna trasformazione dei dati; inoltre, si riscontra un'elevata eterogeneità della numerosità campionaria all'interno delle classi dimensionali e, come noto, quest'ultimo aspetto influenza negativamente, nella statistica parametrica, la potenza del test. Inoltre, la distribuzione delle osservazioni relative a ciascuna classe dimensionale non è omoschedastica (condizione d'invalidità 'severa' dei test parametrici), bensì sono presenti valori fortemente anomali (*outliers*); infine, a causa dell'elevata variabilità dei valori assunti dalla variabile *evastand* è stata utilizzata una scala di categorizzazione delle osservazioni in relazione all'appartenenza ad una specifica classe dimensionale.

All'interno della famiglia di test non parametrici, l'opzione per il test di K-W è dettata dal fatto che quando si utilizzano misure rilevate con una scala continua, in cui, quindi, tutti i dati possono essere disposti in ranghi con un numero nullo o comunque ridottissimo di valori uguali, il test di K-W è più potente del test della mediana o di quello di Nemenyi (1963). Difatti, il test della mediana²⁸ si limita a classificare i valori alti e bassi rispetto alla tendenza centrale, mentre il test di K-W utilizza tutta la quantità di informazione contenuta in ogni osservazione, in tal modo rendendo maggiore la probabilità di verificare la significatività della

²⁷ Si veda anche il contributo di Kruskal (1952).

²⁸ Per un approfondimento metodologico attinente al test della mediana per k campioni indipendenti si veda il lavoro di Sprent (1993).

differenza nella tendenza centrale. In altre parole, rappresenta uno dei test più potenti per verificare l'ipotesi nulla H_0 che k gruppi indipendenti provengano dalla stessa popolazione.

La metodologia del test di K-W è abbastanza intuitiva. L'obiettivo, come già detto, è quello di verificare l'ipotesi nulla che tutti i campioni abbiano la medesima mediana:

$$H_0: me_1 = me_2 = \dots = me_i = \dots = me_g,$$

per $i=1, \dots, g$ a seconda della classe dimensionale di appartenenza; con l'ipotesi alternativa che almeno una è differente o

H_1 : non tutte le mediane sono uguali.

Tutte le osservazioni dei k gruppi, che possono avere diversa numerosità, devono essere considerate come un'unica serie e convertite in ranghi. Se i campioni provengono dalla stessa popolazione o da popolazioni con la stessa tendenza centrale (H_0 vera), le medie aritmetiche

dei ranghi di ogni gruppo ($\bar{r}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} r_{i,j}$), dove $r_{i,j}$ rappresenta la somma

dei ranghi di ogni gruppo e n_i è il numero di osservazioni all'interno del gruppo, dovrebbero essere statisticamente simili sia tra loro sia alla media generale (R/N).

Da queste premesse si deriva la formula per il calcolo di un indice (g), anche denominato K-W, che dipende dalle differenze tra le medie dei ranghi tra i gruppi e la media generale dei ranghi stessi.

$$g = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^k n_i \left[\frac{\bar{r}_i - (N+1)}{2} \right]^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^k n_i \left(\frac{\bar{r}_i - \bar{r}}{2} \right)^2$$

dove \bar{r} = media generale dei ranghi che, con N dati, corrisponde a $\frac{N+1}{2}$.

Il parametro g si distribuisce approssimativamente come la distribuzione χ^2 con $k-1$ gradi di libertà (dove k è il numero dei gruppi a confronto). L'approssimazione alla distribuzione χ^2 è tanto migliore quanto maggiore è il numero di gruppi e quanto più è alto il numero di osservazioni all'interno di ogni gruppo.

I risultati più robusti, da un punto di vista statistico, si ottengono quanto più il carattere di cui si intende stimare la mediana all'interno dei gruppi risulta essere continuo; ne consegue che il test si adatta male ai fenomeni in cui vi sono numerosi casi identici. Con valori identici che occupano lo stesso rango, la varianza campionaria è ridotta e diviene opportuna una correzione dei valori di g . L'effetto della correzione è, tuttavia, quasi trascurabile quando i casi identici sono inferiori ad un quarto delle osservazioni totali e sono distribuite tra più ranghi. In ragione di ciò nelle stime che seguono non sono state effettuate correzioni.

Anche nella statistica non parametrica per k campioni è possibile ricorrere ai confronti multipli per individuare quali gruppi hanno una tendenza centrale tra loro significativamente differente;²⁹ tale comparazione è esperibile soltanto se è stata preventivamente rifiutata l'ipotesi nulla con il test di K-W.

Tali test di comparazione si possono dividere in due classi: gli *All pairwise comparisons*, che verificano la differenza tra i diversi campioni tra due fattori separatamente, e i *Multiple comparisons versus a control* per testare le differenze tra tutte le combinazioni possibili di fattori.

In questo lavoro è stato usato il test di Dunn per effettuare tali comparazioni, in quanto è quello usato nel caso di ANOVA sui ranghi con campioni di differente dimensione.³⁰

Per quanto attiene alle successive verifiche operate per rafforzare l'esistenza di una relazione inversa tra evasione e dimensione, i modelli che sono stati sottoposti al test del rapporto delle verosimiglianze sono i seguenti:

²⁹ In merito al grado di sostituibilità tra i confronti multipli ed il test di K-W, si veda Landenna e Marasini (1990) p. 234.

³⁰ Se tale problema non sussistesse si potrebbero usare, in alternativa, anche altri metodi quali il Tukey test, il Dunnett test e lo Student-Newman-Kuls test.

$$\tilde{Y} = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_7 D_7 + u_i \quad (\text{modello ristretto})$$

$$\hat{Y} = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_7 D_7 + \beta_1 S_1 + \dots + \beta_7 S_7 + \gamma_1 N_1 + \gamma_2 N_2 + \delta_1 Z_1 + \dots + \delta_3 Z_3 + u_i$$

(modello esteso)

in cui $u_i \cong N(0,1)$ rappresenta un errore casuale (*white noise*), mentre le altre costituiscono variabili *dummies* indicanti, rispettivamente, l'appartenenza ad una delle 8 classi dimensionali ($D_1 \dots D_7$), ad un settore di appartenenza ($S_1 \dots S_7$), ad una delle quattro macroregioni (nord-ovest, nord est, centro e meridione) del paese ($Z_1 \dots Z_3$) e ad una particolare natura giuridica (società di persone, società per azioni e a responsabilità limitata o altre tipologie di società di capitali) (N_1, N_2). Per evitare la multicollinearità delle stime, le variabili *dummies* sono in numero $n-1$ rispetto agli n caratteri che le variabili possono assumere.

Dovendo analizzare un fenomeno per il quale non è dato conoscere il tipo di scala più idoneo per approssimarne la distribuzione, è stato adottato il metodo in grado di individuare quello più rispettoso delle condizioni di validità del test di normalità. Pertanto, le variabili sono state trasformate secondo la metodologia indicata da Box e Cox (1964). Essa prevede un metodo iterativo di ricerca della funzione di massima verosimiglianza corrispondente alla famiglia di trasformazioni della variabile dipendente che può meglio normalizzare la loro distribuzione. La variabile dipendente \bar{Y} viene trasformata in base alla seguente regola:

$$\bar{Y}(\lambda) = \begin{cases} (Y^\lambda - 1) / \lambda & \text{se } 0 < \lambda \leq 1 \\ \ln Y & \text{se } \lambda = 0 \end{cases}$$

L'analisi è stata condotta impiegando i dati relativi ad un anno a scelta (1993). Sono stati dapprima calcolati i logaritmi delle massime verosimiglianze del modello esteso e di quello ristretto secondo le seguenti modalità, tenendo conto della trasformazione della variabile dipendente nei due modelli:

$$l(\hat{\theta}) = -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \hat{\sigma}^2 - \frac{1}{2} E_o \left(\frac{\hat{Y} - \hat{\mu}}{\hat{\sigma}} \right)^2 \quad (\text{modello esteso})$$

$$l(\tilde{\theta}) = -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \tilde{\sigma}^2 - \frac{1}{2} E_o \left(\frac{\tilde{Y} - \tilde{\mu}}{\tilde{\sigma}} \right)^2 \quad (\text{modello ristretto})$$

Il *test di Bartlett*, anche noto come test R delle verosimiglianze, rifiuta l'ipotesi nulla H_o che le variabili, quali il settore d'attività, la natura giuridica e l'area geografica non siano significative, per valori elevati della statistica:

$$\xi^R = 2[l(\hat{\theta}) - l(\tilde{\theta})] \cong \chi_m^2$$

dove m rappresenta i gradi di libertà ed è pari alla differenza tra il numero di regressori del modello esteso e quelli del modello ristretto.

La trasformazione delle variabili, secondo la metodologia di Box-Cox, è stata poi impiegata nelle regressioni tra evasione e dimensione dell'impresa effettuata per ogni settore di attività economica, area geografica o natura giuridica, verifica questa che, come già detto, serve a stabilire in modo inequivocabile l'esistenza di una relazione tra evasione e dimensione.

2.3. I risultati.

Preliminarmente, per ogni anno e per ogni classe dimensionale, sono stati calcolati i rapporti tra il numero delle imprese accertate e quello delle imprese operanti in Italia nel medesimo anno. Tali rapporti non costituiscono, ovviamente, la probabilità soggettiva dell'accertamento, ovvero quella effettivamente avvertita dalle imprese, tuttavia, forniscono preziose indicazioni sulla ripartizione degli accertamenti tra le varie classi

dimensionali. Anche in questo caso, si tratta di un'informazione che può bene approssimare la probabilità soggettiva degli operatori economici. Vengono anche riportati i rapporti tra il numero di imprese che sono state accertate e scoperte di aver evaso le imposte e quello delle imprese operanti in Italia.

I risultati riportati nelle Tabelle 9 e 10 che seguono dimostrano in modo inequivocabile che, sebbene la densità degli accertamenti sia comunque poco significativa, tuttavia, è altrettanto verificato che per le piccole imprese la probabilità di essere accertate è estremamente ridotta in proporzione a quella delle grandi imprese. E' altresì vero che tale risultato è per larga parte attribuibile al ridottissimo numero di imprese di grandi dimensioni operanti in Italia.

Tabella 9. Rapporti tra numero di imprese accertate e quello delle imprese operanti in Italia nei vari anni.

Desc_Cat	1991	1992	1993	1994	1995	1996	media
Da 1 a 18 milioni	0,09%	0,09%	0,09%	0,15%	0,14%	0,08%	0,11%
Da 18 a 50 milioni	0,15%	0,12%	0,14%	0,32%	0,28%	0,14%	0,19%
Da 50 a 100 milioni	0,18%	0,14%	0,19%	0,41%	0,39%	0,25%	0,26%
Da 100 a 360 milioni	0,28%	0,26%	0,32%	0,51%	0,53%	0,46%	0,39%
Da 360 milioni a 1 miliardo	0,55%	0,56%	0,58%	0,53%	0,58%	0,71%	0,58%
Da 1 miliardo a 2 miliardi	0,94%	0,94%	0,88%	0,73%	0,66%	0,76%	0,82%
Da 2 a 10 miliardi	1,75%	1,81%	1,48%	1,17%	0,89%	0,99%	1,35%
Oltre i 10 miliardi	3,36%	3,33%	3,02%	2,53%	1,66%	2,12%	2,67%

Tabella 10. Rapporti tra numero di imprese accertate e scoperte aver evaso materia imponibile e quello delle imprese operanti in Italia.

Desc_Cat	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Da 1 a 18 milioni	0,08%	0,07%	0,08%	0,13%	0,12%	0,07%
Da 18 a 50 milioni	0,14%	0,11%	0,13%	0,27%	0,23%	0,13%
Da 50 a 100 milioni	0,17%	0,13%	0,18%	0,35%	0,33%	0,23%
Da 100 a 360 milioni	0,27%	0,25%	0,31%	0,44%	0,46%	0,43%
Da 360 milioni a 1 miliardo	0,53%	0,55%	0,56%	0,50%	0,54%	0,68%
Da 1 miliardo a 2 miliardi	0,93%	0,93%	0,86%	0,72%	0,63%	0,73%
Da 2 a 10 miliardi	1,72%	1,77%	1,45%	1,14%	0,85%	0,96%
Oltre i 10 miliardi	3,29%	3,28%	2,97%	2,46%	1,59%	2,05%

Fonte: Analisi delle dichiarazioni IVA – Ministero delle finanze (vari anni).
Elaborazioni su dati Ministero delle finanze.

Sono stati, poi, effettuati per ogni anno dell'intervallo 1991-1996, i test di K-W per verificare se le mediane dell'imponibile standardizzato (*evastand*) sono significativamente diverse nei diversi gruppi, ovverosia all'interno delle classi dimensionali.

I risultati portano a rifiutare l'ipotesi nulla per ogni anno ed anche il test di Dunn (in appendice), per la comparazione *pairwise* tra le classi, effettuato per ogni anno della ricerca, mostra che vi sono comportamenti differenziati. In particolare, tanto minore è la dimensione e tanto maggiore è la mediana del carattere in esame (*evastand*). Nella Tabella 11 sono riportati i risultati delle stime.

Viene, quindi, confermata l'esistenza di una relazione (inversa) tra evasione e dimensione. In particolare sembrano sussistere comportamenti eterogenei a seconda dell'appartenenza ad una determinata classe di volume d'affari. Per le piccole imprese tale relazione è così rilevante che si è autorizzati a ritenere che la decisione di evadere non è separabile da quella dimensionale. Per le grandi imprese non può affermarsi altrettanto. Il rapporto tra le due decisioni è talmente basso da risultare scarsamente significativo. Ciò comporta che, a differenza del caso delle piccole imprese, nelle grandi imprese le due scelte sono, al contrario, separabili. A ciò si aggiunga che il rapporto tra numero di accertamenti e numero di imprese operanti in Italia aumenta in modo proporzionalmente significativo per livelli dimensionali crescenti. L'appartenenza ad una classe di volume d'affari ridotta è, quindi, correlata sia ad una minore probabilità di essere accertati sia ad un'evasione, in proporzione alla dimensione dichiarata, più elevata.

Tabella 11. Risultati del test ANOVA sulle differenze tra le mediane dei gruppi.

Kruskal-Wallis analisi One Way delle varianze sui ranghi					
Anno e classe dimensionale	N. casi	Missing data	Mediana di <i>evastand</i>	25%	75%
1991					
1	983	0	2,750	0,789	12,424
2	1041	0	0,725	0,176	2,294
3	987	0	0,478	0,105	1,527
4	2220	0	0,284	0,0654	1,012
5	1789	0	0,130	0,0287	0,619
6	1205	0	0,0560	0,0117	0,313
7	1942	0	0,0269	0,00670	0,152

8	835	0	0,00811	0,00220	0,0420
Test di normalità: fallito ($P=<0,001$)					
g = 3685,117 con 7 gradi di libertà ($P=<0,001$): la differenza tra le mediane è statisticamente significativa					
1992					
1	784	0	4,000	1,000	24,188
2	830	0	0,865	0,171	3,302
3	796	0	0,473	0,101	1,703
4	2148	0	0,271	0,0560	0,977
5	1929	0	0,119	0,0232	0,558
6	1254	0	0,0778	0,0163	0,398
7	2096	0	0,0303	0,00646	0,218
8	887	0	0,0121	0,00270	0,0956
Test di normalità: fallito ($P=<0,001$)					
g = 3121,784 con 7 gradi di libertà ($P=<0,001$): la differenza tra le mediane è statisticamente significativa					
1993					
1	813	0	5,600	1,182	25,000
2	1019	0	0,966	0,275	3,217
3	1105	0	0,608	0,149	1,709
4	2702	0	0,397	0,0909	1,223
5	1991	0	0,183	0,0375	0,725
6	1152	0	0,105	0,0267	0,521
7	1722	0	0,0570	0,0103	0,326
8	810	0	0,0211	0,00375	0,126
Test di normalità: fallito ($P=<0,001$)					
g = 3040,632 con 7 gradi di libertà ($P=<0,001$): la differenza tra le mediane è statisticamente significativa					
1994					
1	1189	0	1,800	0,452	10,344
2	2033	0	0,452	0,105	1,298
3	2145	0	0,214	0,0571	0,871
4	3912	0	0,129	0,0259	0,727
5	1807	0	0,164	0,271	0,782
6	991	0	0,150	0,0291	0,708
7	1389	0	0,0804	0,0146	0,416
8	724	0	0,0290	0,00496	0,153
Test di normalità: fallito ($P=<0,001$)					
g = 2143,906 con 7 gradi di libertà ($P=<0,001$): la differenza tra le mediane è statisticamente significativa					
1995					
1	1155	0	2,882	0,716	15,818
2	1878	0	0,500	0,133	1,750
3	2137	0	0,262	0,0651	1,080
4	4342	0	0,179	0,0393	0,782
5	2019	0	0,144	0,0328	0,716
6	928	0	0,108	0,0230	0,589
7	1116	0	0,0645	0,0127	0,389
8	513	0	0,0383	0,00580	0,194
Test di normalità: fallito ($P=<0,001$)					
g = 2323,701 con 7 gradi di libertà ($P=<0,001$): la differenza tra le mediane è statisticamente significativa					
1996					
1	741	0	8,200	1,736	60,625

2	1044	0	1,122	0,319	3,612
3	1488	0	0,514	0,151	1,512
4	3907	0	0,338	0,0949	0,972
5	2529	0	0,185	0,0485	0,734
6	1085	0	0,132	0,0260	0,602
7	1309	0	0,0712	0,0134	0,387
8	705	0	0,0224	0,00451	0,124
Test di normalità: fallito ($P < 0,001$)					
$g = 2941,860$ con 7 gradi di libertà ($P < 0,001$): la differenza tra le mediane è statisticamente significativa					

Accertata l'esistenza di una relazione tra evasione e dimensione è opportuno indagarne le determinanti. Si può verificare, innanzitutto, se l'evasione è spiegata da altre variabili, quali il settore, la natura giuridica e l'area territoriale in cui l'impresa opera.

Operate le opportune trasformazioni Box-Cox, sono stati stimati i regressori del modello ristretto, nel quale la dimensione è l'unica variabile esplicativa dell'evasione, e quelli del modello esteso, nel quale sono stati aggiunti, come regressori, il settore d'attività, l'area geografica o la natura giuridica.

La Tabella 12 mostra i risultati delle stime effettuate su entrambi i modelli.

Tabella 12. Risultati delle stime dei regressori sulla variabile dipendente trasformata.

Variabili <i>Evastand</i> (dipendente) n. osservazioni (11.314)	Modello esteso		Modello ristretto	
	Coeff.	P>chi2	Coeff	P>chi2
Inclasse1	5.773	0.000	5.542	0.000
Inclasse2	3.965	0.000	3.687	0.000
Inclasse3	3.311	0.000	3.015	0.000
Inclasse4	2.864	0.000	2.558	0.000
Inclasse5	2.114	0.000	1.8555	0.000
Inclasse6	1.665	0.000	1.4868	0.000
Inclasse7	.962	0.000	.8755	0.000
Insett1	.0644	0.321	-	-
Insett2	.0673	0.689	-	-
Insett3	.839	0.196	-	-
Insett4	.0658	0.479	-	-
Insett5	.0557	0.639	-	-
Insett6	.1899	0.012	-	-
Insett7	.0367	0.813	-	-
Inzona1	-.4218	0.000	-	-

Inzona2	-0.7192	0.000	-	-
Inzona3	-0.3716	0.000	-	-
Innat1	.4614	0.000	-	-
Innat2	.4345	0.000	-	-
Costante	-3.711		-3.660	
Lambda	0	0.000	0	0.000
Log massimo verosimiglianza	-7206.4559		-7347.339	

Legenda: *Inclasse* è la variabile *dummy* che indica l'appartenenza ad una determinata classe dimensionale; *Insett* individua il settore d'attività; *Inzona* la macroarea geografica; *Innat* la natura giuridica; *Lambda* invece rappresenta il parametro di trasformazione Box-Cox della variabile dipendente che meglio avvicina la distribuzione dei dati ad una normale.

Dai valori dei logaritmi delle funzioni di massima verosimiglianza si ricavano i parametri necessari per effettuare il test R:

$$\xi^R = 2[-7206.4559 + 7347.339] \cong \chi_{12}^2 \quad P > \text{chi}2 = 0.000.$$

Pertanto l'ipotesi nulla è rifiutata e, come prevedibile, si può concludere che le variabili diverse dalla dimensione apportano anch'esse un contributo informativo significativamente diverso da zero alla spiegazione del fenomeno dell'evasione.

Si pone, dunque, l'esigenza di verificare che il rapporto tra evasione e dimensione rimanga inalterato anche condizionatamente alle variabili prese in esame. Soltanto nel caso in cui la relazione inversa tra evasione e dimensione risulta verificata mantenendo ferme tutte le altre possibili variabili esplicative, può allora trovare definitiva conferma la tesi di un rapporto diretto tra evasione e dimensione.

Tabella 13. Stime dei parametri lineari della dimensione in relazione alla macroarea.

Variabili	Nord ovest	Nord est	Centro	Meridione (isole comprese)
<i>Evastand</i> (dipendente)				
Inclasse1	5,908 (0,000)	5,784 (0,000)	5,524 (0,000)	4,657 (0,000)
Inclasse2	4,011 (0,000)	3,705 (0,000)	3,809 (0,000)	2,892 (0,000)

Inclasse3	3,560 (0,000)	3,028 (0,000)	2,914 (0,000)	2,276 (0,000)
Inclasse4	2,987 (0,000)	2,584 (0,000)	2,369 (0,000)	1,983 (0,000)
Inclasse5	2,063 (0,000)	1,843 (0,000)	1,862 (0,000)	1,356 (0,000)
Inclasse6	1,566 (0,000)	1,524 (0,000)	1,515 (0,000)	1,044 (0,000)
Inclasse7	0,902 (0,000)	0,663 (0,000)	0,894 (0,000)	0,869 (0,000)
Costante	-4,005	-4,022	-3,644	-2,716
Lambda	0	0.000	0	0.000
n. osserv.	2.883	2.945	2.455	3.030

Legenda: gli importi tra parentesi rappresentano le probabilità ad una coda per la distribuzione del chi-quadrato. *Lambda* rappresenta il valore che rende massima la funzione di verosimiglianza.

L'analisi condotta in ogni singola macroarea conferma la sussistenza di una relazione inversa tra evasione fiscale e l'appartenenza ad una classe dimensionale dichiarata. Dalle cifre riportate in parentesi si desume che è rigettata l'ipotesi nulla che i coefficienti delle stime non siano significativi. Nella Tabella 13 è anche indicato il valore del λ impiegato per trasformare la variabile dipendente e corrispondente al valore massimo della funzione di verosimiglianza.

Tabella 14. Stime dei parametri lineari della dimensione in relazione alla natura giuridica.

Variabili <i>Evastand</i> (dipendente)	Società di persone	Società di capitali (escluse S.p.a. e S.r.l.)	Società per azioni Società a responsabilità limitata
Inclasse1	4,823 (0,000)	5,131 (0,000)	7,371 (0,000)
Inclasse2	3,034 (0,000)	3,848 (0,000)	5,096 (0,000)
Inclasse3	2,402 (0,000)	3,773 (0,000)	3.708 (0,000)

Inclasse4	1,898 (0,000)	2,802 (0,000)	3,384 (0,000)
Inclasse5	1,185 (0,000)	2,145 (0,000)	2,321 (0,000)
Inclasse6	0,771 (0,000)	2,223 (0,000)	1,767 (0,000)
Inclasse7	0,273 (0,000)	0,977 (0,004)	0,972 (0,000)
Costante	-3,096	-3,336	-3,788
Lamda	0 (0,000)	0 (0,000)	0 (0,000)
n. osserv.	8.000	269	3.045

Legenda: gli importi tra parentesi rappresentano le probabilità ad una coda per la distribuzione del chi-quadrato. *Lambda* rappresenta il valore che rende massima la funzione di verosimiglianza.

Anche l'analisi condotta secondo le diverse tipologie di natura giuridica scelte dall'imprenditore per svolgere la sua attività sembra dare conferma della sussistenza di una relazione inversa. Si ricorda che, per evitare problemi di multicollinearità delle stime, il coefficiente associato alla costante della regressione riassume in sé l'effetto di un termine costante e dell'appartenenza all'ultima classe dimensionale (quella relativa ad imprese con un volume d'affari superiore a 10.000 miliardi di lire).

Tabella 15. Stime dei parametri lineari della dimensione in relazione al settore.

Variabili	SETTORI DI ATTIVITA'							
	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Evastand</i> (dipendente)								
Inclasse1	5,97 (0,00)	5,81 (0,00)	5,83 (0,00)	6,59 (0,00)	5,886 (0,00)	4,85 (0,00)	6,01 (0,00)	3,54 (0,00)
Inclasse2	3,95 (0,00)	3,79 (0,00)	3,97 (0,00)	5,19 (0,00)	3,54 (0,00)	3,13 (0,00)	4,64 (0,00)	2,21 (0,02)
Inclasse3	3,35 (0,00)	3,19 (0,00)	2,98 (0,00)	4,17 (0,00)	2,92 (0,00)	2,49 (0,00)	3,55 (0,00)	1,71 (0,08)
Inclasse4	2,93	2,41	2,33	3,69	2,75	1,99	2,74	1,45

	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,13)
Inclasse5	2,06 (0,00)	1,60 (0,00)	1,67 (0,00)	2,96 (0,00)	2,02 (0,00)	1,59 (0,00)	2,76 (0,00)	0,85 (0,39)
Inclasse6	1,63 (0,00)	1,92 (0,00)	1,14 (0,00)	2,74 (0,00)	2,19 (0,00)	1,67 (0,00)	2,78 (0,00)	0,94 (0,36)
Inclasse7	0,93 (0,00)	1,49 (0,00)	0,75 (0,00)	1,96 (0,01)	4,34 (0,04)	0,88 (0,00)	1,19 (0,00)	1,15 (0,27)
Costante	-3,90	-3,69	-3,53	-4,77	-3,88	-3,15	-4,27	-2,47
Lambda	0 (0,00)	-1 (0,00)	0 (0,005)	0 (0,00)	-1 (0,00)	1 (0,00)	-1 (0,00)	0 (0,00)
n. osserv.	3.639	154	3.426	672	350	1.442	193	1.438

Legenda: gli importi tra parentesi rappresentano le probabilità ad una coda per la distribuzione del chi-quadrato. *Lambda* rappresenta il valore che rende massima la funzione di verosimiglianza.

Anche l'analisi condizionata per settori conferma sostanzialmente la tesi della sussistenza di una relazione inversa tra evasione fiscale e dimensione d'impresa.

3. Esistenza di 'effetti soglia' nel sistema istituzionale italiano.

Dopo aver accertato l'esistenza di una relazione (inversa) tra dimensione d'impresa ed evasione fiscale, nonché l'irrilevanza di altre variabili quali il settore d'attività, l'area geografica in cui l'impresa opera o la natura giuridica, si può avanzare l'ipotesi che vi siano vincoli istituzionali nel nostro ordinamento che rappresentano fattori di ostacolo per le PMI che intendono accrescere la loro dimensione. Tali fattori potrebbero consistere, oltre che nella maggiore probabilità di essere assoggettati a controlli da parte delle imprese di medie grandi dimensioni, nelle regole fiscali concernenti la determinazione dell'imponibile (si pensi ai regimi fiscali forfetari per le imprese di piccole dimensioni) oppure quelle inerenti al regime contabile più o meno trasparente.

L'obiettivo è allora quello di verificare la presenza di vincoli istituzionali attraverso le metodologie proprie dell'analisi economica della regolamentazione. In particolare, si intende verificare se i differenti regimi

di contabilità ai fini fiscali (contabilità semplificata o ordinaria) rappresentino vincoli istituzionali strettamente connessi alla dimensione dichiarata.

Nel periodo considerato dalla ricerca, alle imprese con ricavi inferiori ai 360 milioni di lire, se aventi ad oggetto la prestazione di servizi, ed inferiori a 1 miliardo, se produttrici di beni, il nostro ordinamento ha riconosciuto la facoltà di tenere una contabilità in regime «semplificato» esonerandole dalla presentazione del bilancio ai fini fiscali salvo l'obbligo di registrazione delle operazioni ai fini IVA.³¹ Non è stato quindi richiesto l'obbligo di riassumere puntualmente ogni voce di costo e di ricavo determinata secondo principi di competenza economica al termine dell'esercizio. Ad una limitata informazione fornita dal contribuente all'Amministrazione finanziaria corrisponde, ovviamente, una minore efficacia dell'attività di controllo degli Uffici accertatori volta a ricostruire l'imponibile evaso. Per le imprese in regime «ordinario», viceversa, non solo è richiesta la redazione di un bilancio ai fini fiscali ma anche la registrazione di tutte le operazioni effettuate (e non solo ai fini IVA). I controlli da parte dell'Amministrazione sono resi più agevoli ed efficaci dal supporto di una contabilità analitica, vincolante per l'imprenditore, ed attendibile per quanto concerne la ricostruzione della capacità contributiva del soggetto passivo d'imposta.

A tal fine, posto che per l'applicazione dei due regimi contabili ai fini fiscali è individuata una soglia dimensionale, allora si può sottoporre a verifica, per un anno base di riferimento (1991), il comportamento evasivo delle imposte attuato dalle imprese nell'intorno della soglia. L'analisi è effettuata intorno alla soglia perché i limiti dimensionali per l'applicazione del tipo di contabilità prevista dalla legge sono definiti in base ai ricavi, anziché al volume d'affari. Seppure le due variabili sono molto correlate tra di loro, in quanto il volume d'affari non tiene conto dei ricavi rivenienti da alcune operazioni non imponibili ai fini dell'IVA, tuttavia, non sempre coincidono e, quindi, l'osservazione non può essere effettuata in modo

³¹ Gli importi attualmente previsti sono 309.874,14 euro e 516.456,90 euro, rispettivamente, per le imprese che erogano servizi o che producono beni. Attualmente sono poi previsti altri regimi ancora più semplificati di cui si può fruire qualora si rispettino determinati requisiti dimensionali minimi ovvero si svolgano attività c.d. «marginali».

puntuale sulla soglia. Inoltre, per effettuare tale ricerca si ipotizza che l'occultamento di elementi positivi di reddito equivalga all'occultamento di ricavi. E' stata, quindi, 'ricostruita' la dimensione effettiva delle imprese aggiungendo al volume d'affari dichiarato gli elementi positivi occultati.

Ponendo in relazione la distribuzione dichiarata delle imprese con quella effettiva, ricostruita secondo la metodologia descritta, si può approssimare la densità congiunta delle imprese per studiarne il comportamento nell'intorno delle soglie.

L'approssimazione della funzione empirica di densità congiunta di probabilità delle imprese calcolata in relazione alla loro dimensione effettiva e dichiarata viene effettuata attraverso le stime *kernel*. Esse rappresentano una metodologia in grado di rappresentare la densità di due variabili (nel nostro caso la dimensione effettiva e dichiarata) attraverso una superficie ottenuta approssimando le osservazioni stesse con una distribuzione normale.

La tecnica di stima *kernel* generalizzata in un caso di d variabili³² può essere rappresentata come:

$$\hat{f}_0(\vec{x}) = \frac{1}{nh_1 \cdots h_d} \sum_{i=1}^n \left[\prod_{j=1}^d K \left(\frac{x_j - t_{ij}}{h_j} \right) \right];$$

dove \hat{f}_0 rappresenta la stima della funzione empirica di densità congiunta di probabilità delle d -variabili, le t_{ij} rappresentano le osservazioni (n casi per d variabili) e h_j rappresentano i d -parametri di *smoothing* (o lisciamiento). Il ruolo di K è invece quello di attribuire un peso ad ogni osservazioni nella stima della funzione empirica di densità della probabilità.

La scelta più comune di K effettuata dai più comuni *software* econometrici, è quella di una Gaussiana con media nulla e varianza pari all'unità:

³² Può essere definito come un prodotto di *kernel* univariati con parametri di *smoothing* indipendenti.

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\left(x^2/2\right)}.$$

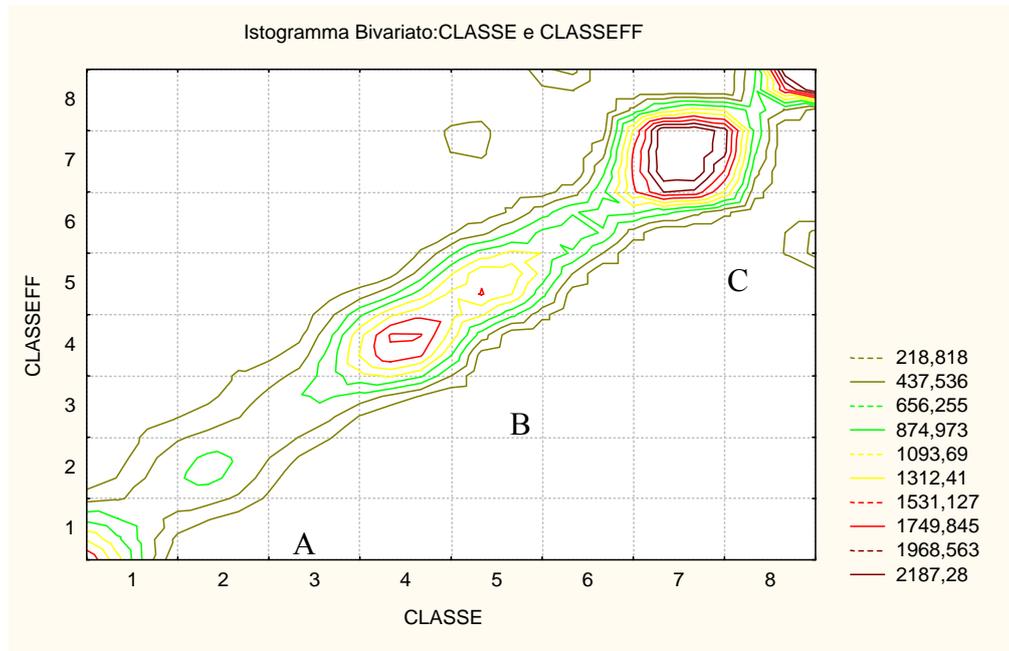
Tale scelta presenta il pregio di rappresentare la funzione di densità empirica attraverso una distribuzione definita positiva, infinitamente differenziabile e definita su un supporto infinito. In altre parole \hat{f}_0 è abbastanza liscia ed è *well-behaved* sulle code della distribuzione.³³

Nell'analisi dei dati si è proceduto in primo luogo ad una rappresentazione del fenomeno in modo più generale. Data l'ampiezza dell'intervallo di definizione delle variabili (volume d'affari dichiarato ed effettivo), si è optato per una rappresentazione del fenomeno riclassificando entrambe le variabili in relazione alle classi dimensionali finora impiegate.

E' stata quindi calcolata la matrice (quadrata) di frequenza delle imprese appartenenti alla classe dimensionale dichiarata ed a quella effettiva, utilizzando le omologhe classi impiegate per quella dichiarata.

Grafico 3. Plot a linee di livello della stima *kernel* della distribuzione campionaria della classe di volume d'affari dichiarata e di quella effettiva.

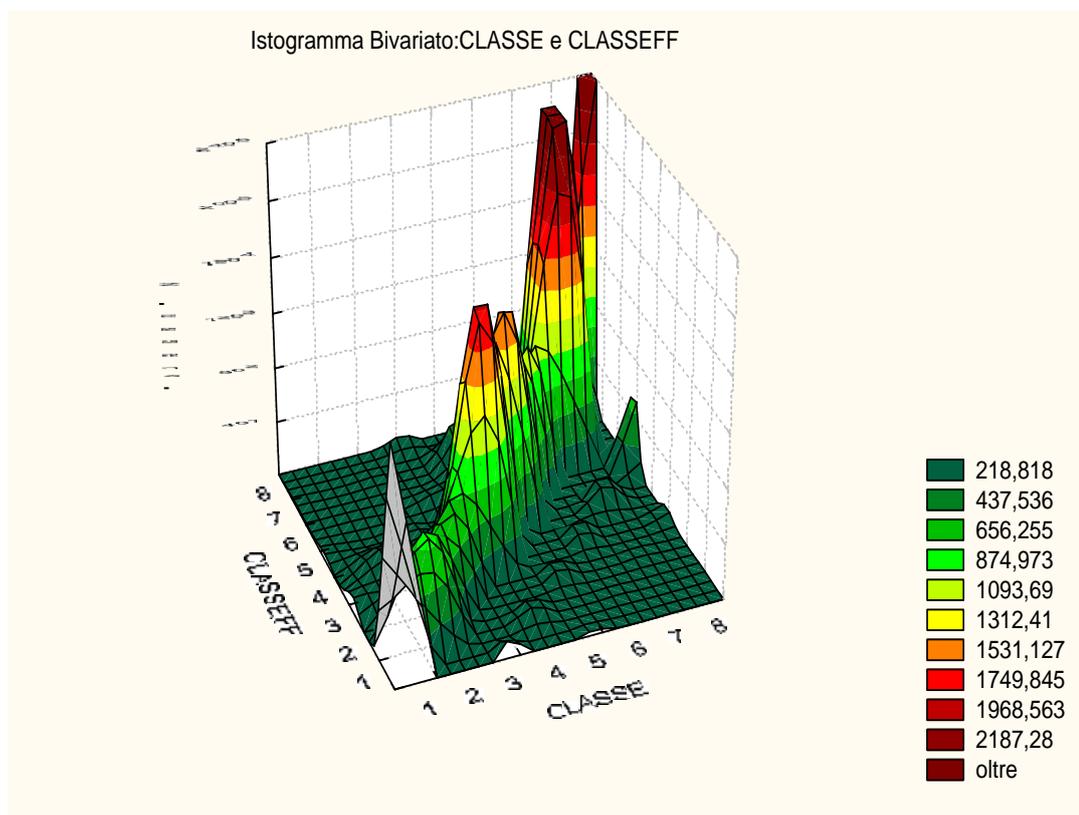
³³ Si tratta, come ovvio, di un metodo di stima non parametrico. Per ulteriori indicazioni su tale metodo di stima si fa rinvio a Scott (1992).



Fonte: nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze (1991).

Posto che la dimensione effettiva è sempre maggiore di quella dichiarata risulta evidente che la matrice ha valori nulli in tutti i casi in cui la classe dimensionale effettiva è inferiore alla corrispondente classe dimensionale dichiarata. Inoltre, la diagonale della matrice rappresenta la posizione dei contribuenti che non hanno evaso o comunque di coloro i quali pur evadendo hanno mantenuto la stessa classe dimensionale di quella dichiarata.

Grafico 4. Grafico a 3 dimensioni della distribuzione campionaria della classe di volume d'affari dichiarata e di quella effettiva.



Fonte: nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze (1991).

Note ai grafici 3 e 4: le classi di volume d'affari sono le seguenti: 1. da 0 a 18 milioni di lire; 2. fino a 50 milioni; 3. fino a 100 milioni; 4. fino a 360 milioni; 5. da 360 milioni ad 1 miliardo; 6. fino a 2 miliardi; 7. fino a 10 miliardi di lire; 8. oltre 10 miliardi di lire.

Dal momento che le classi dimensionali non hanno la stessa ampiezza è altresì evidente che parte del fenomeno indicato nei grafici è condizionato proprio da questo profilo. Sono qui indicati, sia in termini di linee di livello che di superficie tridimensionale, l'approssimazione dei casi rilevati nel campione. È facile evidenziare che vi sono tre principali punti in cui la densità è maggiormente concentrata, indicati con le lettere A, B e C nel grafico 3. Essi sono situati in corrispondenza delle classi dimensionali dichiarate 1, 4, 5 e 7. Le classi dimensionali 4 e 5 sono quelle

in corrispondenza delle quali si applicano i differenti regimi contabili (360 milioni di lire se l'attività dell'impresa ha ad oggetto l'erogazione di servizi e 1 miliardo se l'impresa produce beni).

E' di immediata percezione che la dispersione della densità campionaria in corrispondenza delle classi dimensionali dichiarate 4 e 5 e di quelle effettive 5 e 6 (punto B), descrive il caso di quei contribuenti che hanno volontariamente dichiarato meno ricavi per poter rientrare nell'applicazione dei regimi contabili semplificati (meno trasparenti). In corrispondenza della classe dichiarata equivalente ad 1 miliardo di lire è interessante notare che vi è un gruppo di imprese numericamente poco rilevante, ma comunque significativo, caratterizzato dal fatto di appartenere alla classe effettiva con volume d'affari compreso tra i 2 ed i 10 miliardi che invece sembra che abbiano voluto mantenersi al di sotto della soglia del miliardo, presumibilmente per non rientrare nei presupposti per l'applicazione della contabilità ordinaria.

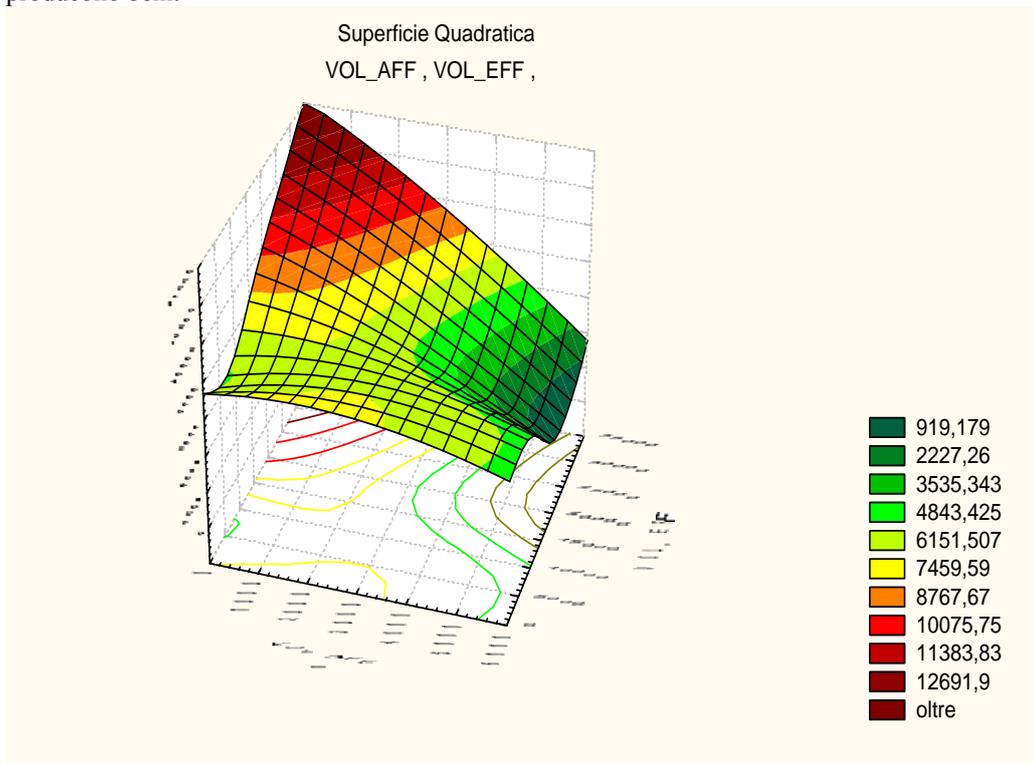
Anche l'elevata concentrazione di imprese nella classe 7, in corrispondenza della medesima classe effettiva (punto C), sembra avvalorare, per altri versi, la presenza di vincoli istituzionali. Il fatto che la classe dichiarata e quella effettiva coincidano sta ad indicare un ridotto livello di evasione dal lato dei costi. Ciò implica che le imprese di grandi dimensioni (con volume d'affari compreso tra i 2 ed i 10 miliardi di lire), non ricorrono all'evasione dei proventi delle vendite. La corretta fatturazione rappresenta, in queste realtà, anche un efficace strumento di controllo della gestione, per non parlare delle questioni connesse all'immagine dell'azienda che verrebbe seriamente compromessa se non registrasse le operazioni che effettua con terze economie (fornitori, clienti, etc.).

Si può affermare che dall'analisi svolta sembra confermata la presenza di vincoli istituzionali, connessi ai regimi contabili, nel nostro ordinamento.

Infine, l'analisi è stata ulteriormente discriminata per settori distinguendo i dati relativi ad imprese che producono beni o erogano servizi proprio al fine di vedere distintamente l'effetto delle 'soglie dimensionali' fissate, rispettivamente, per ciascuna tipologia di impresa. In questo caso è stato considerato il valore del volume d'affari dichiarato,

anziché la classe dimensionale, proprio al fine di eliminare dalle stime gli effetti indesiderati della rappresentazione per 'classi dimensionali'.

Grafico 5. Grafico a 3 dimensioni della stima *kernel* della distribuzione campionaria della classe di volume d'affari dichiarata e di quella effettiva relativa alle imprese che producono beni.



Fonte: nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze (1991).

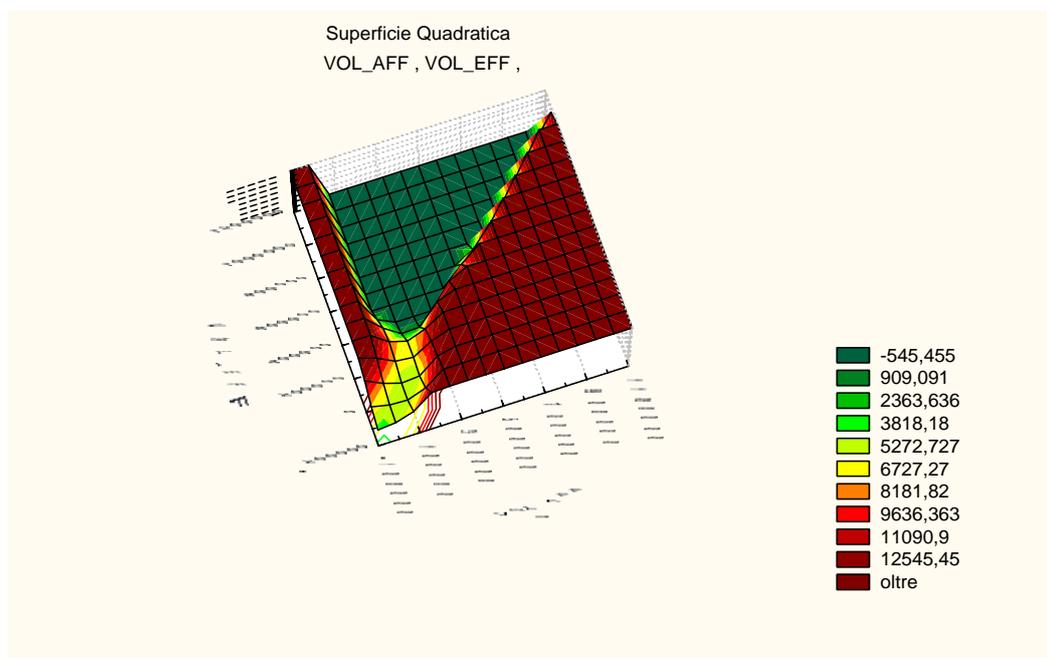
Nel grafico 5 sono rappresentate le stime *kernel* della funzione di densità empirica relativa alle imprese che producono beni. In questo caso, la rappresentazione delle linee di livello e quella della superficie tridimensionale è contenuta nello stesso grafico. Per le imprese che erogano servizi, le due rappresentazioni sono separate per agevolare la lettura dei risultati (grafici 6 e 7).

Il grafico 5 è ottenuto selezionando le osservazioni delle imprese che producono beni che hanno dichiarato un volume d'affari compreso tra

800 milioni e 5 miliardi di lire: questo è stato l'intervallo scelto per studiare i comportamenti nell'intorno della soglia di 1 miliardo di lire. Non sono stati, invece, posti vincoli al volume d'affari effettivo al fine di non condizionare la rappresentazione del fenomeno. Si ricava che la maggior frequenza di imprese si concentra intorno alla soglia di valore d'affari dichiarato pari a 1 miliardo di lire. In corrispondenza di tale valore risulta elevato il livello di volume d'affari effettivo. In altre parole, si dimostra che intorno alla soglia definita per il passaggio dalla contabilità semplificata a quella ordinaria, vi è un elevatissimo numero di imprese che occulta il proprio volume d'affari effettivo al fine di mantenersi "al di sotto della soglia". Non che il fenomeno dell'occultamento di ricavi non costituisca una condotta abbastanza generalizzata nell'intervallo considerato, tuttavia intorno alla soglia si osserva un comportamento piuttosto anomalo rispetto alla media, sia per la densità delle imprese, sia anche per l'entità dello scostamento tra volume d'affari dichiarato ed effettivo.³⁴ Sussistono, quindi, sufficienti elementi per poter ribadire la significatività della soglia di 1 miliardo di lire.

Grafico 6. Prospettiva dall'alto a 3 dimensioni della stima *kernel* della distribuzione campionaria della classe di volume d'affari dichiarata e di quella effettiva relativa alle imprese che erogano servizi.

³⁴ A causa della differente scala di misurazione degli assi del piano orizzontale sul quale è definita la funzione di densità empirica, non è possibile verificare la portata del fenomeno evasivo nella retta lungo la quale i due volumi d'affari coincidono (una sorta di "sentiero degli onesti").

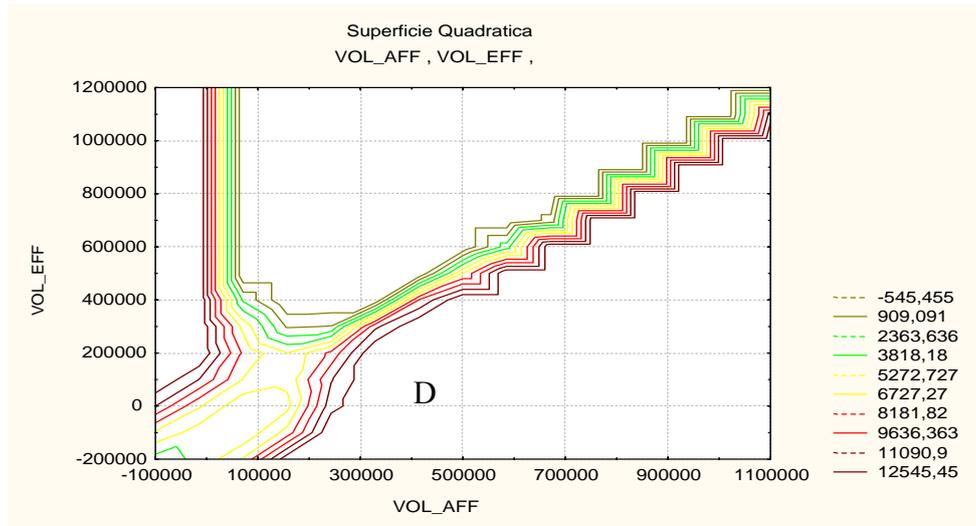


Fonte: nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze (1991).

Per quanto concerne, poi, il grafico delle imprese che erogano servizi, essendo fissata la soglia dimensionale in 360 milioni di lire, sono state selezionate soltanto le imprese con un volume d'affari dichiarato compreso tra 200 e 720 milioni di lire e operanti nei settori del commercio, delle riparazioni, degli alberghi, dei pubblici esercizi, dei trasporti e di altri servizi. Il grafico, in questo caso, è meno chiaro dell'altro, in relazione alla prevalenza di imprese operanti agli estremi dell'intervallo di volume d'affari dichiarato. E' tuttavia evidente, soprattutto guardando la funzione di densità empirica dall'alto (grafico 6), che si verifica un comportamento anomalo in quell'area che, nel grafico 7, è stato indicato con la lettera "D". Sebbene meno definito come nel caso precedente, tuttavia l'area corrisponde all'intervallo preso in considerazione³⁵ per l'individuazione della soglia.

³⁵ Non deve trarre in inganno il fatto che la funzione di densità è definita in un intervallo differente dallo spazio definito dalle osservazioni, in quanto i due elementi non devono

Grafico 7. Linee di livello della stima *kernel* della distribuzione campionaria della classe di volume d'affari dichiarata e di quella effettiva relativa alle imprese che erogano servizi.



Fonte: nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze (1991).

In conclusione, dalle analisi svolte si può confermare l'esistenza di comportamenti evasivi particolarmente significativi, nell'intorno dei livelli dimensionali discriminanti per l'applicazione dei due regimi contabili previsti nel nostro ordinamento ai fini fiscali, che lasciano presupporre la significatività di tali soglie nelle scelte della dimensione dichiarata. Le regole fiscali concernenti i regimi contabili sembrano rappresentare "vincoli istituzionali" che svolgono un ruolo significativo nelle scelte dimensionali (per lo meno in relazione alla dimensione dichiarata). Tale fenomeno, seppure non sia di per se sufficiente a dimostrare il nesso di causalità tra scelte dimensionali e vincoli istituzionali, consente, unitamente ai risultati già ottenuti in precedenza, di supportare la tesi che i

necessariamente coincidere in questo tipo di approssimazioni attraverso funzioni di densità.

suddetti vincoli rappresentino una possibile determinante della relazione tra evasione fiscale e dimensione aziendale.

Conclusioni.

I risultati ottenuti dalla verifica empirica confermano l'esistenza in Italia di fattori istituzionali che rendono più conveniente la scelta di mantenere basse dimensioni aziendali per sfruttare al massimo le opportunità economiche derivanti dall'evasione fiscale.

La dimensione aziendale è legata alla scelta di evadere le imposte soprattutto nella realtà delle piccole e medie imprese. All'interno di questo universo produttivo, l'impresa mostra una forte preferenza per 'apparire piccola' sebbene il volume d'affari reale e, quindi, il livello di produzione effettivo siano in proporzione molto più elevati rispetto a quelli dichiarati. Questa propensione ad 'apparire piccoli' non è tuttavia priva di conseguenze sulla scelta di quanto produrre, perché è ovvio che se si intendono sfruttare tutte le opportunità derivanti dall'appartenenza, dal punto di vista fiscale, ad una classe ridotta di volume d'affari anche la dimensione aziendale non può crescere oltre certi livelli per mantenere una certa coerenza (fiscale) rispetto ai dati trasmessi all'Erario e per non correre quindi il rischio di essere assoggettati a verifiche fiscali.

La ricerca ha, altresì, tentato di analizzare quali fattori istituzionali legati alla politica tributaria possono rappresentare un freno alla crescita. A tal riguardo è stata analizzata, con gli strumenti propri dell'analisi economica del diritto, la significatività delle "soglie normative" stabilite per l'applicazione di regimi contabili differenziati ed è stato valutato, in funzione della classe dimensionale di appartenenza dell'impresa, il rapporto tra numero di imprese assoggettate ad accertamento fiscale e numero di imprese operanti in Italia. I risultati hanno mostrato non soltanto che le suddette soglie normative risultano essere significative – nel senso che molte imprese dichiarano appositamente meno per restare al di sotto del volume dei ricavi previsti per l'applicazione della contabilità ordinaria – ma anche che la frequenza dei controlli per le imprese con un volume d'affari maggiore, è superiore rispetto a quella relativa agli accertamenti effettuati sulle imprese minori.

Più in generale, tale contributo ha inoltre consentito di verificare il grado di separabilità tra la scelta delle imprese di quanto evadere e di quanto produrre, evidenziando due modelli comportamentali delle imprese differenziati in relazione alla dimensione. Per le grandi imprese non esiste una relazione tra evasione e dimensione. Semmai le due scelte sono separabili e volendo specificare i relativi rapporti di causalità si può, senza tema di smentite, affermare che le grandi imprese decidono prima quanto produrre e poi quanto evadere le imposte. Ne è una dimostrazione il fatto che l'evasione fiscale è posta in essere soprattutto dal lato dei costi. Per le piccole e medie imprese, si verifica l'esatto opposto. Non solo sussiste una relazione (inversa) tra evasione e dimensione ma si può anche affermare che l'evasione è la variabile esplicativa della dimensione data la notevole tendenza ad occultare i ricavi.

L'analisi suggerisce alcune indicazioni di politica economica. L'interazione strategica tra Amministrazione fiscale e imprese non si articola soltanto sul campo della politica tributaria, bensì ha notevoli conseguenze in termini di politica industriale. In altri termini, gli strumenti della politica fiscale (la politica degli accertamenti ed i regimi contabili previsti ai fini fiscali) costituiscono allo stesso tempo strumenti di politica industriale in grado di svolgere un ruolo rilevante anche nella determinazione della struttura dimensionale delle imprese. Nell'ambito dell'analisi delle opzioni di politica economica, tali interrelazioni non possono essere trascurate senza correre il rischio di determinare effetti indesiderati. Ad esempio, un intervento di semplificazione della contabilità delle imprese ai fini fiscali, a parità di controlli, non può essere valutato senza tener conto che esso potrebbe avere anche conseguenze sul sistema di convenienze economiche a mantenere ridotte dimensioni aziendali. La selezione dei controlli fiscali, generalmente finalizzata a massimizzare il gettito erariale, dovrebbe essere anch'essa valutata alla luce dei riflessi che produce sulle scelte dimensionali delle imprese. Tutti gli strumenti di politica fiscale, inclusi i condoni, che sono suscettibili di condizionare il rendimento atteso dell'evasione, non producono soltanto effetti sull'equità del prelievo e sulla redistribuzione del gettito ma hanno dirette conseguenze anche sulla struttura dimensionale delle imprese e sui livelli di produzione.

Se a tali considerazioni si legano le implicazioni che le ridotte dimensioni aziendali determinano sulla competitività dell'intero sistema industriale di un paese, si può comprendere la centralità dei 'fattori istituzionali' di carattere tributario sulla questione dimensionale, tema, questo, dal quale, data l'attuale situazione strutturale del sistema produttivo del paese, non si può purtroppo evadere.

APPENDICE

Caratteristiche del campione e confronti con la popolazione (Tabelle 2-6)

Risultati del test *Kruskal-Wallis One-Way ANOVA on Ranks* e del test di **Dunn (1991-1996)**

Tabella 4. La percentuale dei casi rispetto al totale del settore nell'intervallo considerato.

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	
Agricoltura, silvicoltura e pesca	19,06%	22,15%	13,07%	13,58%	16,38%	15,75%	100%
Altre attività di servizi (***)	3,77%	4,54%	12,35%	38,91%	32,51%	7,92%	100%
Commercio, riparazioni di autoveicoli e vendita al dettaglio di carburanti	16,90%	16,90%	14,49%	11,39%	16,35%	23,98%	100%
Costruzioni	0,00%	0,11%	18,48%	17,46%	29,82%	34,13%	100%
Industria in senso stretto (*)	16,33%	15,39%	14,68%	20,37%	19,63%	13,60%	100%
Alberghi e ristoranti	12,51%	12,43%	15,92%	13,10%	13,65%	32,39%	100%
Intermediazione monetaria e finanziaria; attività immobiliari ed imprenditoriali (**)	16,17%	14,91%	15,63%	23,09%	17,39%	12,80%	100%
Trasporti, magazzinaggio e comunicazioni	20,56%	18,19%	20,14%	13,55%	14,60%	12,97%	100%
TOTALI	14,39%	14,05%	14,59%	20,02%	19,88%	17,08%	100%

Fonte: nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze.

Note alle tabelle 2, 3 e 4: Classificazione Ateco 91. (*) Comprende: le attività di estrazione dei minerali, l'attività manifatturiera e la produzione di energia elettrica, acqua e gas. (**) Le attività imprenditoriali comprendono il noleggio, l'informatica, la ricerca ed i servizi alle imprese. (***) Comprende: le attività delle pubbliche amministrazioni, quelle relative all'istruzione, alla sanità ed all'assistenza sociale, quelle svolte da famiglie e convivenze, altri servizi pubblici, sociali e personali e quelle attività svolte da organi ed organismi extraterritoriali.

Tabella 5. Confronto tra le frequenze relative del campione e quelle della popolazione.

Settori	Classi di volume d'affari	Frequenze campione	Frequenze popolazione
Agricoltura, caccia e silvicoltura	Da 1 a 18 milioni	0,38%	3,11%
	Da 18 a 50 milioni	0,29%	2,57%
	Da 50 a 100 milioni	0,14%	1,28%
	Da 100 a 360 milioni	0,25%	1,11%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	0,24%	0,27%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	0,08%	0,08%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	0,31%	0,07%
	Oltre i 10 miliardi	0,14%	0,01%
	TOTALE	1,83%	8,50%
Altre attività di servizi (***)	Da 1 a 18 milioni	1,28%	4,44%
	Da 18 a 50 milioni	1,80%	2,75%
	Da 50 a 100 milioni	2,32%	1,37%
	Da 100 a 360 milioni	5,30%	1,24%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	1,44%	0,28%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	0,28%	0,09%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	0,15%	0,08%
	Oltre i 10 miliardi	0,03%	0,02%
	TOTALE	12,60%	10,27%
Commercio, riparazioni di autoveicoli e vendita al dettaglio di carburanti	Da 1 a 18 milioni	1,80%	7,08%
	Da 18 a 50 milioni	1,65%	6,07%
	Da 50 a 100 milioni	2,15%	5,45%
	Da 100 a 360 milioni	6,60%	8,09%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	6,08%	3,16%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	4,06%	1,26%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	5,53%	1,04%
	Oltre i 10 miliardi	2,23%	0,19%
	TOTALE	30,08%	32,33%
Costruzioni	Da 1 a 18 milioni	0,07%	3,06%
	Da 18 a 50 milioni	0,10%	2,59%
	Da 50 a 100 milioni	0,10%	1,43%
	Da 100 a 360 milioni	0,26%	2,08%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	0,21%	0,96%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	0,14%	0,35%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	0,23%	0,25%
	Oltre i 10 miliardi	0,18%	0,04%
	TOTALE	1,30%	10,76%

(segue tabella 5)

Settori	Classi di volume d'affari	Frequenze campione	Frequenze popolazione
Industria in senso stretto (*)	Da 1 a 18 milioni	2,48%	2,68%
	Da 18 a 50 milioni	2,12%	1,97%
	Da 50 a 100 milioni	2,30%	1,64%
	Da 100 a 360 milioni	5,95%	2,93%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	5,47%	1,67%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	3,75%	0,73%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	6,84%	0,79%
	Oltre i 10 miliardi	3,31%	0,26%
	TOTALE	32,21%	12,67%
Alberghi e ristoranti	Da 1 a 18 milioni	0,36%	1,03%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	0,45%	0,86%
	Da 100 a 360 milioni	2,11%	1,18%
	Da 18 a 50 milioni	0,45%	1,79%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	0,15%	0,43%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	1,77%	0,07%
	Da 50 a 100 milioni	0,70%	0,03%
	Oltre i 10 miliardi	0,06%	0,00%
TOTALE	6,05%	5,40%	
Intermediazione monetaria e finanziaria; attività immobiliari ed imprenditoriali (**)	Da 1 a 18 milioni	1,62%	6,14%
	Da 18 a 50 milioni	2,04%	4,06%
	Da 50 a 100 milioni	1,75%	2,44%
	Da 100 a 360 milioni	2,85%	2,57%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	1,69%	0,73%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	0,92%	0,19%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	1,17%	0,14%
	Oltre i 10 miliardi	0,84%	0,04%
	TOTALE	12,88%	16,32%
Trasporti, magazzinaggio e comunicazioni	Da 1 a 18 milioni	0,22%	0,80%
	Da 18 a 50 milioni	0,73%	0,77%
	Da 50 a 100 milioni	0,24%	0,76%
	Da 100 a 360 milioni	0,57%	0,93%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	0,42%	0,26%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	0,34%	0,10%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	0,37%	0,10%
	Oltre i 10 miliardi	0,16%	0,02%
	TOTALE	3,05%	3,75%

FONTE: Analisi delle dichiarazioni IVA - Ministero delle finanze 1995 e nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze.

Nota alla Tabella 5: Classificazione Ateco 91. (*) Comprende: le attività di estrazione dei minerali, l'attività manifatturiera e la produzione di energia elettrica, acqua e gas. (**) Le attività imprenditoriali comprendono il noleggio, l'informatica, la ricerca ed i servizi alle imprese. (***) Comprende: le attività delle pubbliche amministrazioni, quelle relative all'istruzione, alla sanità ed all'assistenza sociale, quelle svolte da famiglie e convivenze, altri servizi pubblici, sociali e personali e quelle attività svolte da organi ed organismi extraterritoriali.

Tabella 6. Confronto tra le frequenze relative del campione e quelle della popolazione per settori e classi di volumi d'affari rispetto al totale delle imprese per settore.

Settori	Classi di volume d'affari	Frequenze campione	Frequenze popolazione
Agricoltura, caccia e silvicoltura	Da 1 a 18 milioni	20,52%	36,56%
	Da 18 a 50 milioni	15,72%	30,21%
	Da 50 a 100 milioni	7,86%	15,07%
	Da 100 a 360 milioni	13,54%	13,09%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	13,10%	3,19%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	4,37%	0,92%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	17,03%	0,80%
	Oltre i 10 miliardi	7,86%	0,15%
	TOTALE	100%	100%
Altre attività di servizi (***)	Da 1 a 18 milioni	10,14%	43,20%
	Da 18 a 50 milioni	14,32%	26,75%
	Da 50 a 100 milioni	18,38%	13,39%
	Da 100 a 360 milioni	42,08%	12,05%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	11,41%	2,76%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	2,22%	0,87%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	1,20%	0,79%
	Oltre i 10 miliardi	0,25%	0,19%
	TOTALE	100%	100%
Commercio, riparazioni di autoveicoli e vendita al dettaglio di carburanti	Da 1 a 18 milioni	5,97%	21,90%
	Da 18 a 50 milioni	5,47%	18,78%
	Da 50 a 100 milioni	7,14%	16,85%
	Da 100 a 360 milioni	21,93%	25,03%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	20,20%	9,77%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	13,49%	3,89%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	18,40%	3,20%
	Oltre i 10 miliardi	7,41%	0,58%
	TOTALE	100%	100%
Costruzioni	Da 1 a 18 milioni	5,52%	28,46%
	Da 18 a 50 milioni	7,98%	24,09%
	Da 50 a 100 milioni	7,98%	13,32%
	Da 100 a 360 milioni	19,63%	19,35%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	15,95%	8,88%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	11,04%	3,22%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	17,79%	2,34%
	Oltre i 10 miliardi	14,11%	0,33%
	TOTALE	100%	100%

(segue tabella 6)

Settori	Classi di volume d'affari	Frequenze campione	Frequenze popolazione
Industria in senso stretto (*)	Da 1 a 18 milioni	7,71%	21,14%
	Da 18 a 50 milioni	6,57%	15,57%
	Da 50 a 100 milioni	7,14%	12,94%
	Da 100 a 360 milioni	18,47%	23,13%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	16,98%	13,19%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	11,63%	5,75%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	21,22%	6,27%
	Oltre i 10 miliardi	10,27%	2,02%
	TOTALE	100%	100%
	Alberghi e ristoranti	Da 1 a 18 milioni	5,94%
Da 1 miliardo a 2 miliardi		7,40%	15,97%
Da 100 a 360 milioni		34,87%	21,83%
Da 18 a 50 milioni		7,40%	33,13%
Da 2 miliardi a 10 miliardi		2,51%	7,98%
Da 360 milioni a 1 miliardo		29,33%	1,36%
Da 50 a 100 milioni		11,62%	0,59%
Oltre i 10 miliardi		0,92%	0,05%
TOTALE		100%	100%
Intermediazione monetaria e finanziaria; attività immobiliari ed imprenditoriali (**)	Da 1 a 18 milioni	12,59%	37,64%
	Da 18 a 50 milioni	15,81%	24,86%
	Da 50 a 100 milioni	13,58%	14,94%
	Da 100 a 360 milioni	22,13%	15,74%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	13,14%	4,50%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	7,13%	1,19%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	9,11%	0,87%
	Oltre i 10 miliardi	6,51%	0,26%
	TOTALE	100%	100%
Trasporti, magazzinaggio e comunicazioni	Da 1 a 18 milioni	7,33%	21,24%
	Da 18 a 50 milioni	23,82%	20,66%
	Da 50 a 100 milioni	7,85%	20,33%
	Da 100 a 360 milioni	18,59%	24,89%
	Da 360 milioni a 1 miliardo	13,87%	7,01%
	Da 1 miliardo a 2 miliardi	11,26%	2,74%
	Da 2 miliardi a 10 miliardi	12,04%	2,59%
	Oltre i 10 miliardi	5,24%	0,55%
	TOTALE	100%	100%

Fonte: Elaborazioni su dati Ministero delle Finanze – Analisi delle dichiarazioni IVA (1995) e nostre elaborazioni su dati Ministero delle finanze.

Nota alla Tabella 6: Classificazione Ateco 91. (*) Comprende: le attività di estrazione dei minerali, l'attività manifatturiera e la produzione di energia elettrica, acqua e gas. (**) Le attività imprenditoriali comprendono il noleggio, l'informatica, la ricerca ed i servizi alle imprese. (***) Comprende: le attività delle pubbliche amministrazioni, quelle relative all'istruzione, alla sanità ed all'assistenza sociale, quelle svolte da famiglie e convivenze, altri servizi pubblici, sociali e personali e quelle attività svolte da organi ed organismi extraterritoriali.

Risultati del test Kruskal-Wallis One-Way ANOVA on Ranks e del test di Dunn (1991-1996).

Kruskal-Wallis One Way Analysis of Variance on Ranks
Normality Test: Failed (P = <0,001)

Group	N	Missing	Median	25%	75%
1,000	983	0	2,750	0,789	12,424
2,000	1041	0	0,725	0,176	2,294
3,000	987	0	0,478	0,105	1,527
4,000	2220	0	0,284	0,0654	1,012
5,000	1789	0	0,130	0,0287	0,619
6,000	1205	0	0,0560	0,0117	0,313
7,000	1942	0	0,0269	0,00670	0,152
8,000	835	0	0,00811	0,00220	0,0420

H = 3685,115 with 7 degrees of freedom. (P = <0,001)

The differences in the median values among the treatment groups are greater than would be expected by chance; there is a statistically significant difference (P = <0,001)

To isolate the group or groups that differ from the others use a multiple comparison procedure.

All Pairwise Multiple Comparison Procedures (Dunn's Method) :

Comparison	Diff of Ranks	Q	P<0,05
1 vs 8	6674,564	44,652	Yes
1 vs 7	5597,213	45,020	Yes
1 vs 6	4817,069	35,288	Yes
1 vs 5	3840,796	30,458	Yes
1 vs 4	2932,359	24,099	Yes
1 vs 3	2257,556	15,774	Yes
1 vs 2	1605,891	11,369	Yes
2 vs 8	5068,673	34,352	Yes
2 vs 7	3991,322	32,714	Yes
2 vs 6	3211,178	23,893	Yes
2 vs 5	2234,905	18,051	Yes
2 vs 4	1326,468	11,118	Yes
2 vs 3	651,665	4,618	Yes
3 vs 8	4417,008	29,577	Yes
3 vs 7	3339,657	26,898	Yes
3 vs 6	2559,513	18,771	Yes
3 vs 5	1583,240	12,572	Yes
3 vs 4	674,803	5,553	Yes
4 vs 8	3742,205	29,023	Yes
4 vs 7	2664,854	27,004	Yes
4 vs 6	1884,710	16,584	Yes
4 vs 5	908,437	9,002	Yes
5 vs 8	2833,768	21,288	Yes
5 vs 7	1756,418	16,875	Yes
5 vs 6	976,273	8,248	Yes
6 vs 8	1857,495	12,988	Yes
6 vs 7	780,144	6,698	Yes
7 vs 8	1077,351	8,197	Yes

Note: The multiple comparisons on ranks do not include an adjustment for ties.

Kruskal-Wallis One Way Analysis of Variance on Ranks

Normality Test: Failed (P = <0,001)

Group	N	Missing	Median	25%	75%
1,000	784	0	4,000	1,000	24,188
2,000	830	0	0,865	0,171	3,302
3,000	796	0	0,473	0,101	1,703
4,000	2148	0	0,271	0,0560	0,977
5,000	1929	0	0,119	0,0232	0,558
6,000	1254	0	0,0778	0,0163	0,398
7,000	2096	0	0,0303	0,00646	0,218
8,000	887	0	0,0121	0,00270	0,0956

H = 3121,784 with 7 degrees of freedom. (P = <0,001)

The differences in the median values among the treatment groups are greater than would be expected by chance; there is a statistically significant difference (P = <0,001)

To isolate the group or groups that differ from the others use a multiple comparison procedure.

All Pairwise Multiple Comparison Procedures (Dunn's Method) :

Comparison	Diff of Ranks	Q	P<0,05
1 vs 8	6274,459	41,345	Yes
1 vs 7	5410,586	41,746	Yes
1 vs 6	4547,906	32,265	Yes
1 vs 5	4066,776	31,014	Yes
1 vs 4	3077,382	23,823	Yes
1 vs 3	2309,179	14,824	Yes
1 vs 2	1597,047	10,358	Yes
2 vs 8	4677,412	31,285	Yes
2 vs 7	3813,538	30,036	Yes
2 vs 6	2950,859	21,301	Yes
2 vs 5	2469,728	19,217	Yes
2 vs 4	1480,334	11,699	Yes
2 vs 3	712,132	4,637	Yes
3 vs 8	3965,280	26,234	Yes
3 vs 7	3101,406	24,062	Yes
3 vs 6	2238,727	15,957	Yes
3 vs 5	1757,596	13,476	Yes
3 vs 4	768,202	5,980	Yes
4 vs 8	3197,078	25,874	Yes
4 vs 7	2333,204	24,547	Yes
4 vs 6	1470,525	13,365	Yes
4 vs 5	989,394	10,188	Yes
5 vs 8	2207,684	17,578	Yes
5 vs 7	1343,810	13,757	Yes
5 vs 6	481,131	4,284	Yes
6 vs 8	1726,553	12,711	Yes
6 vs 7	862,679	7,805	Yes
7 vs 8	863,873	6,966	Yes

Note: The multiple comparisons on ranks do not include an adjustment for ties.

Kruskal-Wallis One Way Analysis of Variance on Ranks

Normality Test: Failed (P = <0,001)

Group	N	Missing	Median	25%	75%
3,000	1105	0	0,608	0,149	1,709
8,000	810	0	0,0211	0,00375	0,126
2,000	1019	0	0,966	0,275	3,217
4,000	2702	0	0,397	0,0909	1,223
6,000	1152	0	0,105	0,0267	0,521
1,000	813	0	5,600	1,182	25,000
5,000	1991	0	0,183	0,0375	0,725
7,000	1722	0	0,0570	0,0103	0,326

H = 3040,632 with 7 degrees of freedom. (P = <0,001)

The differences in the median values among the treatment groups are greater than would be expected by chance; there is a statistically significant difference (P = <0,001)

To isolate the group or groups that differ from the others use a multiple comparison procedure.

All Pairwise Multiple Comparison Procedures (Dunn's Method) :

Comparison	Diff of Ranks	Q	P<0,05
1 vs 8	6629,450	40,885	Yes
1 vs 7	5631,585	40,519	Yes
1 vs 6	4872,685	32,570	Yes
1 vs 5	4331,026	31,859	Yes
1 vs 4	3288,596	25,170	Yes
1 vs 3	2621,080	17,368	Yes
1 vs 2	1743,680	11,353	Yes
2 vs 8	4885,770	31,777	Yes
2 vs 7	3887,906	30,118	Yes
2 vs 6	3129,005	22,276	Yes
2 vs 5	2587,347	20,566	Yes
2 vs 4	1544,917	12,866	Yes
2 vs 3	877,400	6,185	Yes
3 vs 8	4008,370	26,532	Yes
3 vs 7	3010,505	23,913	Yes
3 vs 6	2251,604	16,372	Yes
3 vs 5	1709,946	13,956	Yes
3 vs 4	667,516	5,723	Yes
4 vs 8	3340,854	25,534	Yes
4 vs 7	2342,989	23,264	Yes
4 vs 6	1584,088	13,783	Yes
4 vs 5	1042,430	10,806	Yes
5 vs 8	2298,424	16,885	Yes
5 vs 7	1300,559	12,100	Yes
5 vs 6	541,658	4,480	Yes
6 vs 8	1756,766	11,730	Yes
6 vs 7	758,901	6,104	Yes
7 vs 8	997,865	7,171	Yes

Kruskal-Wallis One Way Analysis of Variance on Ranks
Normality Test: Failed (P = <0,001)

Group	N	Missing	Median	25%	75%
4,000	3912	0	0,129	0,0259	0,727
2,000	2033	0	0,452	0,105	1,298
5,000	1807	0	0,164	0,0271	0,782
1,000	1189	0	1,800	0,452	10,344
7,000	1389	0	0,0804	0,0146	0,416
3,000	2145	0	0,214	0,0571	0,871
8,000	724	0	0,0290	0,00496	0,153
6,000	991	0	0,150	0,0291	0,708

H = 2143,906 with 7 degrees of freedom. (P = <0,001)

The differences in the median values among the treatment groups are greater than would be expected by chance; there is a statistically significant difference (P = <0,001)

To isolate the group or groups that differ from the others use a multiple comparison procedure.

All Pairwise Multiple Comparison Procedures (Dunn's Method) :

Comparison	Diff of Ranks	Q	P<0,05
1 vs 8	7054,942	36,533	Yes
1 vs 7	5530,729	34,172	Yes
1 vs 4	4549,106	33,534	Yes
1 vs 6	4540,832	25,771	Yes
1 vs 5	4392,515	28,715	Yes
1 vs 3	3569,918	24,103	Yes
1 vs 2	2450,457	16,385	Yes
2 vs 8	4604,485	25,971	Yes
2 vs 7	3080,272	21,600	Yes
2 vs 4	2098,649	18,738	Yes
2 vs 6	2090,375	13,171	Yes
2 vs 5	1942,059	14,663	Yes
2 vs 3	1119,461	8,829	Yes
3 vs 8	3485,024	19,793	Yes
3 vs 7	1960,811	13,898	Yes
3 vs 4	979,188	8,897	Yes
3 vs 6	970,914	6,171	Yes
3 vs 5	822,598	6,289	Yes
5 vs 8	2662,426	14,777	Yes
5 vs 7	1138,214	7,787	Yes
5 vs 4	156,590	1,344	No
5 vs 6	148,317	0,916	Do Not Test
6 vs 8	2514,110	12,553	Yes
6 vs 7	989,897	5,811	Yes
6 vs 4	8,274	0,0568	Do Not Test
4 vs 8	2505,836	15,120	Yes
4 vs 7	981,623	7,672	Yes
7 vs 8	1524,213	8,117	Yes

Note: The multiple comparisons on ranks do not include an adjustment for ties.

Kruskal-Wallis One Way Analysis of Variance on Ranks

Normality Test: Failed (P = <0,001)

Group	N	Missing	Median	25%	75%
1,000	1155	0	2,882	0,716	15,818
2,000	1878	0	0,500	0,133	1,750
3,000	2137	0	0,262	0,0651	1,080
4,000	4342	0	0,179	0,0393	0,782
5,000	2019	0	0,144	0,0328	0,716
6,000	928	0	0,108	0,0230	0,589
7,000	1116	0	0,0645	0,0127	0,389
8,000	513	0	0,0383	0,00580	0,194

H = 2323,701 with 7 degrees of freedom. (P = <0,001)

The differences in the median values among the treatment groups are greater than would be expected by chance; there is a statistically significant difference (P = <0,001)

To isolate the group or groups that differ from the others use a multiple comparison procedure.

All Pairwise Multiple Comparison Procedures (Dunn's Method) :

Comparison	Diff of Ranks	Q	P<0,05
1 vs 8	7193,285	33,335	Yes
1 vs 7	6256,323	36,649	Yes
1 vs 6	5510,590	30,736	Yes
1 vs 5	5047,394	33,639	Yes
1 vs 4	4731,351	35,139	Yes
1 vs 3	3901,683	26,269	Yes
1 vs 2	2682,748	17,640	Yes
2 vs 8	4510,537	22,262	Yes
2 vs 7	3573,575	23,248	Yes
2 vs 6	2827,842	17,328	Yes
2 vs 5	2364,646	18,136	Yes
2 vs 4	2048,604	18,238	Yes
2 vs 3	1218,935	9,476	Yes
3 vs 8	3291,603	16,462	Yes
3 vs 7	2354,640	15,676	Yes
3 vs 6	1608,907	10,063	Yes
3 vs 5	1145,711	9,077	Yes
3 vs 4	829,669	7,720	Yes
4 vs 8	2461,934	12,966	Yes
4 vs 7	1524,971	11,172	Yes
4 vs 6	779,238	5,298	Yes
4 vs 5	316,042	2,885	No
5 vs 8	2145,892	10,672	Yes
5 vs 7	1208,929	7,969	Yes
5 vs 6	463,196	2,872	No
6 vs 8	1682,696	7,520	Yes
6 vs 7	745,733	4,127	Yes
7 vs 8	936,963	4,319	Yes

Kruskal-Wallis One Way Analysis of Variance on Ranks

Normality Test: Failed (P = <0,001)

Group	N	Missing	Median	25%	75%
1,000	741	0	8,200	1,736	60,625
2,000	1044	0	1,122	0,319	3,612
3,000	1488	0	0,514	0,151	1,512
4,000	3907	0	0,338	0,0949	0,972
5,000	2529	0	0,185	0,0485	0,734
6,000	1085	0	0,132	0,0260	0,602
7,000	1309	0	0,0712	0,0134	0,387
8,000	705	0	0,0224	0,00451	0,124

H = 2941,860 with 7 degrees of freedom. (P = <0,001)

The differences in the median values among the treatment groups are greater than would be expected by chance; there is a statistically significant difference (P = <0,001)

To isolate the group or groups that differ from the others use a multiple comparison procedure.

All Pairwise Multiple Comparison Procedures (Dunn's Method) :

Comparison	Diff of Ranks	Q	P<0,05
1 vs 8	8060,745	41,437	Yes
1 vs 7	6658,720	39,173	Yes
1 vs 6	5892,635	33,441	Yes
1 vs 5	5302,818	34,333	Yes
1 vs 4	4457,027	30,084	Yes
1 vs 3	3571,699	21,484	Yes
1 vs 2	2234,374	12,580	Yes
2 vs 8	5826,371	32,325	Yes
2 vs 7	4424,346	28,837	Yes
2 vs 6	3658,261	22,822	Yes
2 vs 5	3068,444	22,559	Yes
2 vs 4	2222,652	17,254	Yes
2 vs 3	1337,324	8,959	Yes
3 vs 8	4489,047	26,554	Yes
3 vs 7	3087,021	22,032	Yes
3 vs 6	2320,936	15,724	Yes
3 vs 5	1731,120	14,330	Yes
3 vs 4	885,328	7,860	Yes
4 vs 8	3603,719	23,819	Yes
4 vs 7	2201,694	18,645	Yes
4 vs 6	1435,608	11,314	Yes
4 vs 5	845,792	8,963	Yes
5 vs 8	2757,927	17,514	Yes
5 vs 7	1355,902	10,770	Yes
5 vs 6	589,817	4,395	Yes
6 vs 8	2168,110	12,122	Yes
6 vs 7	766,085	5,047	Yes
7 vs 8	1402,025	8,117	Yes

Note: The multiple comparisons on ranks do not include an adjustment for ties.

Riferimenti bibliografici

Ahn, Sanghoon, Hemmings, Philip, (2000), Policy Influences on Economic Growth in OECD Countries: An Evaluation of the Evidence, *OECD Economics Department Working Papers*, n. 246.

Allingham, Michael, G., Sandmo, Agnar, (1972), Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis, *Journal of Public Economics*, 1, 323-338.

Arrighetti, Alessandro, Seravalli, Gilberto, (1997), Istituzioni e dualismo dimensionale dell'industria italiana, in *Storia del capitalismo italiano*, a cura di Fabrizio Barca, Donzelli, Roma.

Bagella, Michele, (1998), *Investimenti, dimensione d'impresa e tassazione*, Sviluppo economico.

———, (1997), “*Transparency and Upsizing Costs for Small-Medium Firms: a Comment to the De Cecco- Ferri Paper*”, paper presentato alla Conferenza Internazionale di Venezia, 10-11 Gennaio.

Bassanini, Andrea, Scarpetta, Stefano, (2001), The Driving Forces for Economic Growth: Panel Data Evidence for the OECD Countries, *OECD Economic Studies*, n. 33.

Bernardi, Luigi, Bernasconi, Michele, (1996), L'evasione fiscale in Italia: evidenze empiriche. (Relazione al convegno sul tema: "L'evasione fiscale: una decisione economica", Università degli studi "La Sapienza" di Roma, 30 maggio 1996.), *Diritto e pratica tributaria*, fasc. 6, pagg. 1803-1807.

Bernardi Luigi, Franzoni, Luigi Alberto, (2004), Evasione fiscale e nuove tipologie di accertamento: una introduzione all'analisi economica, *Rivista di diritto finanziario e scienze delle finanze*, 2004, fasc. 1, pagg. 3-41.

Box, G., E., P., Cox, D., R., (1964), An Analysis of Transformations, *Journal of the Royal Statistical Society*, Serie B, 26, 211-46.

Castellucci, Laura, Bovi, Maurizio, (1999), What do we know about the size of the underground economy in Italy beyond the "common wisdom"? Some empirically tested propositions", *Quaderni CEIS*, n. 120.

CER (Centro Europa Ricerche), (2004), Rapporto, 4.
 ———, (2001), Rapporto, 3.

Confindustria, (2002), *La Competitività dell'Italia*, a cura di Galli, G., e Paganetto, L., volume II, Il Sole 24 ORE, Milano.

Davis, Steven, J., Henrekson, Magnus, (1999a), Institutional Effects on the Evolution of the Size Distribution of Firms, *Small Business Economics*, 12, 11-23.

———, (1999b), Explaining National Differences in the Size and Industry Distribution of Employment, *Small Business Economics*, 12, 59-83.

de Caprariis, Giulio, Guiso, Luigi, a cura di (2004), Finanza, legge e crescita delle imprese. Ricerca per il Convegno biennale 2004 del Centro studi Confindustria, Il Sole 24 ORE, Milano.

Di Nicola, F., Santoro, A., (2000), *Determinanti dell'evasione dell'IRPEG*, paper presentato nella XII riunione scientifica della SIEP tenutasi a Pavia il 6-7 ottobre 2000.

Gibrat, R., (1931), *Les Inégalités Economiques*, Paris, Recueil Sirey.

ISAE (Istituto di Studi ed Analisi Economica), (2004), Rapporto su *Priorità nazionali: Dimensioni aziendali, Competitività, Regolamentazione*, aprile.

———., (2003), Rapporto su *Priorità nazionali: Dimensioni aziendali, Competitività, Regolamentazione*, giugno.

Kreutzer, David, Lee, Dwight, R., (1988), Tax Evasion and Output Decisions: a Reply, *National Tax Journal*, 41, 583-584.

———., (1986), On Taxation & Understated Monopoly Profits, *National Tax Journal*, 39, 241-243.

Kruskal, W., A., (1952), A non Parametric Test for the Several Sample Problem, *Annals of Mathematical Statistics*, 23, 525-40.

Kruskal, W., A., Wallis, W., A., (1952), Use of Ranks in One Criterion Variance Analysis, *Journal of the American Statistical Association*, 47, 583-621.

Kumar, Krishna, B., Rajan, Raghuram, G., Zingales, Luigi, (1999), What Determines Firm Size?, *National Bureau of Economic Research Working Papers*, n. 7208.

Landenna, G., Marasini, D., (1990), *Metodi statistici non parametrici*, Il Mulino, Bologna.

Lee, Kangoh, (1998), Tax Evasion, Monopoly and Nonneutral Profit Taxes, *National Tax Journal*, 51, 333-338.

Malerba, Franco, (1982), La teoria evolutiva dell'impresa. Una rassegna di contributi di Richard Nelson e Sidney Winter, *l'industria*, 3, p. 267-292.

Marrelli, Massimo, (1984), On indirect tax evasion, *Journal of Public Economics*, 25, 181-196.

Ministero delle finanze, *Analisi delle dichiarazioni Iva*, Roma, varie annualità.

Musgrave, Richard, Musgrave, Peggy, H., (1980), *Public Finance in Theory and Practice*, New York: Mc-Graw-Hill Book Company.

Nelson, Richard, R., Winter, Sidney, D., (1982), *An Evolutionary Theory of Economic Change*, Harvard University Press.

Nemenyi, P., (1963), Distribution-free Multiple Comparisons, *tesi dottorale*, University of Princeton, mimeo.

Scarpetta, Stefano, Hemmings, Philip, Tressel, Thierry, Woo, Jajoon, (2002), The Role of Policy and Institutions for Productivity and Firms Dynamics: Evidence from Micro and Industry Data, *OECD Economics Department Working Papers*, n. 329.

Scott, D., (1992), *Multivariate Density Estimation: Theory, Practice, and Visualization*, John Wiley and Sons, New York.

Sprent, P., (1993), *Applied Nonparametric Statistical Methods*, seconda edizione, Chapman & Hall, Londra.

Temple, Jonathan, (1999), The New Growth Evidence, *Journal of Economic Literature*, 37, 112-56.

Traù, Fabrizio, a cura di, (1999), *La «questione dimensionale» nell'industria italiana*, Il Mulino, Bologna.

Virmani, Arvind, (1989), Indirect Tax Evasion and Production Efficiency, *Journal of Public Economics*, 39, 223-237.

Wang, Leonard, F., S., Conant, John, L., (1988), Corporate Tax Evasion and Output Decisions of the Uncertain Monopolist, *National Tax Journal*, 41, 579-581.

Williamson, Oliver, E., (2000), The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead, *Journal of Economic Literature*, 38, 595-613.

Yaniv, Gideon, (1995). A Note on the Tax-Evading Firm, *National Tax Journal*, 48, 113-120.