

L'impatto dell'effetto imitativo sulle politiche di bilancio⁽¹⁾

del Prof. ALESSANDRO MURA e della Dott.ssa VIVIANA ECCA

ABSTRACT: (THE IMPACT OF PEER EFFECTS ON EARNINGS SMOOTHING). This study investigates the association between peer effects and earnings smoothing amongst private Italian firms. Previous studies provide compelling evidence that earnings smoothing is common practice amongst privately held European firms. A practice which is also spread amongst private Italian firms. Yet, the underlying assumption of this stream of empirical research is that firms engage in earnings smoothing practice independently of their peers' choice, despite the extant theoretical literature has been long recognising the important role of mimicking competitors. We provide a bridge between these two streams of research by focusing on a sample of private Italian firms during the period 2014-2019. We adopt a two-stage-least square approach in which peer's idiosyncratic EBITDA serves as instrumental variable for peers' earnings smoothing. In line with our expectations built upon the rivalry theory, we document that the association between peers' effects and earnings smoothing practices is statistically significant and economically meaningful. This result withstands a battery of alternative tests where we adopt different proxies for both earnings smoothing and the set of independent variables of our multivariate analysis. Our findings also confirm the presence of a positive association between earnings smoothing and other factors that are traditionally documented in prior studies: leverage, sales growth, age, absence of prior year losses. Yet, peer effects appear to play a primary role amongst these factors. Overall, our study suggests that when private firms engage in earnings smoothing practices the distorting effects on the quality of financial reporting are not limited to their financial statements, but they worryingly spread over the financial statements of their competitors. Under these circumstances, mimicking peers is a severe obstacle against the representation of a true and fair view, which still represents the goal of financial reporting. This perspective has important implications for regulators and external controls that aim at increasing the level of enforcement of financial reporting rules. And identifying the distinctive features of the most imitated firms becomes fundamental in this respect. Future research can further explore this relation to identify the factors that can mitigate the influence of peers or assess the influence of peers on other reporting practices such as real earnings management.

Keywords: peer effect; earnings smoothing; private firms

1. Introduzione

Questo studio indaga la relazione tra l'effetto imitativo dei pari e le politiche aggressive del bilancio che si concretizzano nel livellamento dei redditi d'esercizio. Da tempo gli studi di psicologia sociale riconoscono il ruolo fondamentale che esercita il gruppo dei pari sul comportamento individuale. Gli studi aziendali hanno mutuato questo approccio per verificare come l'operato delle singole imprese sia influenzato dal comportamento del gruppo dei pari, inteso come insieme delle imprese concorrenti che esercitano la stessa attività industriale e competono negli stessi mercati. Da queste analisi emerge come l'effetto imitativo svolga un ruolo significativo nelle scelte aziendali quali la struttura finanziaria (Leary e Roberts, 2014), la politica dei dividendi (Grennan, 2019), la pianificazione fiscale (Bird et al. 2018; Armstrong et al., 2019) e le pratiche di responsabilità sociale (Cao et al.,

⁽¹⁾ Il presente lavoro benché sia frutto di uno studio e di un impegno comune degli autori, è da attribuirsi ad Alessandro Mura per lo svolgimento dell'Abstract e delle sezioni 1, 2, 6 e a Viviana EcCa per le sezioni 3, 4, 5.

Gli autori sono particolarmente grati al Prof. Stefano Coronella, Direttore Scientifico della rivista RIREA, e ai due anonimi reviewer, i cui preziosi suggerimenti sono stati fondamentali per raggiungere gli standard di pubblicazione. Tuttavia, gli errori e le inesattezze del presente contributo rimangono responsabilità esclusiva degli autori.

2019). Tuttavia, da un lato le ricerche empiriche esistenti si sono occupate unicamente delle imprese quotate nei mercati regolamentati, dall'altro non si sono ancora concentrate sull'influenza che il gruppo dei pari può esercitare nella diffusione di pratiche aziendali non virtuose, o comunque potenzialmente dannose per le diverse categorie di *stakeholder* coinvolte. Nonostante alcuni studi analitici teorizzino l'importanza dell'effetto imitativo sulle politiche manipolative (Bagnoli e Watts, 2000; Gao e Zhang, 2019), gli studi empirici sulle stesse politiche, noti nella letteratura internazionale come studi sull'*earnings management* (Capalbo, 2016; Quagli e Avallone, 2020), hanno come presupposto implicito che le imprese adottino tali pratiche in modo consapevole e indipendente dal comportamento delle imprese concorrenti. Infatti, i relativi modelli econometrici non presentano sforzi per controllare l'influenza dei pari. Lo stesso limite è presente negli studi empirici che illustrano come le imprese non quotate adottino diffusamente politiche di bilancio che mirano a livellare nel tempo l'andamento dei redditi d'esercizio, tanto in Europa (Burgstahler e Dichev, 1997; Coppens, Peek 2005; Gassen e Fülbier 2015) quanto in Italia (Mura e Roberto 2020).

Il presente lavoro integra questo filone di studi per comprendere se l'influenza del gruppo dei pari sia tra le ragioni della forte diffusione delle pratiche di livellamento dei redditi d'esercizio (*earnings smoothing*) che caratterizza la prassi delle imprese italiane non quotate. Si tratta di una preoccupante prassi contabile per i suoi effetti sull'attendibilità e la neutralità dei bilanci. L'evidenziazione del reddito prodotto annualmente e la collegata variabilità temporale che dovrebbe scaturire dall'applicazione costante dei criteri di valutazione proposti dal codice civile e dai principi contabili (OIC) (Melis, 2015) risulta spesso sacrificata per mostrare al suo posto un reddito tendenziale – non di rado un piccolo utile d'esercizio – che media tra gli andamenti di più periodi amministrativi (Mura e Roberto, 2020). Attraverso questa politica contabile le imprese non quotate mirano a conciliare le aspettative dei destinatari dei loro bilanci, quali i fornitori di credito di finanziamento e di funzionamento, le autorità fiscali, ecc. Per questa ragione ci si attende che le tensioni per una data impresa verso l'evidenziazione di un reddito positivo e stabile si intensifichino ulteriormente quando la stessa politica sia adottata in modo generalizzato dai propri concorrenti.

L'analisi successiva si basa sui bilanci di un campione di imprese italiane non quotate relativi al periodo 2014-2019. La misura del grado di livellamento del reddito utilizzata si basa sul rapporto tra la variabilità del reddito d'esercizio e la variabilità dei flussi di cassa operativi determinata su una media triennale, come tipicamente si procede nelle analisi di *earnings smoothing*. Gli aspetti metodologici più complessi riguardano le difficoltà di separare non solo l'effetto simultaneo che può esercitare il gruppo dei pari sull'impresa rispetto a quello dell'impresa stessa sul gruppo dei pari, ma anche l'effetto esercitato dal gruppo dei pari da quello delle cause che possono incentivare l'adozione delle politiche di *earnings smoothing*. A questo scopo verrà utilizzato il modello delle variabili strumentali (*two-stage-least-squares* - 2SLS), in cui la componente idiosincratca del margine lordo operativo rapportato all'attivo viene utilizzata come variabile strumentale per il livellamento medio dei pari. I risultati di *test* alternativi si rinforzano a vicenda nel mostrare che l'influenza dei pari risulta statisticamente ed economicamente significativa. L'effetto imitativo appare corresponsabile della diffusione di pratiche di bilancio che mal si conciliano con la rappresentazione veritiera e corretta cui dovrebbe tendere il bilancio d'esercizio secondo il codice civile e i principi contabili (Coronella, 1996; Congiu, 2013). Si tratta di un ulteriore fattore da includere nelle ricerche che mirano a comprendere le ragioni e gli incentivi dietro la

diffusione di politiche aggressive di bilancio. Analogamente, sul piano regolamentare e dei controlli esterni emerge un fenomeno complesso da contrastare, che può complicare ulteriormente l'efficacia delle politiche e azioni che mirano a rafforzare il grado di applicazione delle norme e salvaguardare la qualità dell'informativa esterna delle imprese non quotate.

Il contributo si articola come segue: la sezione successiva riguarda la rivisitazione degli studi aziendali sull'effetto dei pari e sull'*earnings smoothing* e la formulazione dell'ipotesi di ricerca; la sezione 3 è dedicata all'illustrazione degli aspetti metodologici; la sezione 4 riporta i risultati empirici e la loro interpretazione; la sezione 5 è incentrata sulle analisi di robustezza. L'ultima sezione contiene delle riflessioni di sintesi sui risultati ottenuti, i limiti del lavoro e degli spunti per future ricerche.

2. Letteratura esistente e ipotesi di ricerca

2.1 Studi correlati

L'idea che le decisioni aziendali non siano prese in modo isolato, ma anche come reazione alle scelte delle imprese concorrenti è alla base di diversi studi di teoria dei giochi. Lieberman e Asaba (2006) raggruppano – nella loro disamina dei contributi esistenti – le diverse teorie che spiegano il comportamento imitativo delle imprese, tra cui emerge la teoria basata sulla rivalità, secondo cui le imprese replicano il comportamento dei loro rivali per mantenere la parità competitiva e contenere il rischio. In queste circostanze, la strategia della differenziazione rispetto al settore di appartenenza viene abbandonata perché – pur potenzialmente più profittevole – è maggiormente complessa e rischiosa. Sul piano empirico i contributi sono invece in fase embrionale e tutti incentrati sulle imprese quotate nei mercati finanziari. Graham e Harvey (2001) evidenziano che un numero significativo di direttori finanziari, intervistati nella loro indagine qualitativa, ritengono che le scelte sulla struttura finanziaria dei loro concorrenti rappresentino un elemento critico su cui fondare le proprie decisioni. Leary e Roberts (2014) riscontrano in un'analisi quantitativa che la struttura finanziaria adottata dalle imprese concorrenti rappresenta il fattore più importante che spiega la scelta della struttura finanziaria dell'impresa singola. Il fenomeno imitativo su tale scelta pare intensificarsi soprattutto nelle scelte delle imprese di dimensioni minori e meno profittevoli. Evidenze dell'influenza del gruppo dei pari sono state riscontrate anche nel contesto della pianificazione fiscale (Armstrong et al., 2019; Bird et al., 2018), nelle scelte di distribuzione dei dividendi (Grennan, 2019), di riacquisto di azioni proprie (Adhikari e Agrawal, 2018) e nelle decisioni di frazionamento del valore delle azioni (Kaustia e Rantala, 2015).

Tuttavia, gli studi empirici che indagano sulle ragioni e gli incentivi che stimolano l'adozione di politiche aggressive di bilancio, e in particolare, quelli sulle pratiche di livellamento del reddito, non si soffermano sulla modellizzazione del ruolo del gruppo dei pari. La presenza di serie di redditi stabili e lievemente crescenti è stata ampiamente documentata in numerosi contesti istituzionali (Burgsthaler e Dichev, 1997; Coopens e Peek, 2005; Prencipe et al., 2011). Vi sono studi comparativi internazionali in cui la qualità dei sistemi contabili dei Paesi è valutata in base al grado di diffusione delle pratiche di *earnings smoothing*. In questo senso, Leuz et al. (2003) identificano tre raggruppamenti in cui il livello di *earnings smoothing* è associato a fattori istituzionali omogenei, grazie allo studio

dei bilanci di un campione di imprese quotate appartenenti a 31 Paesi diversi. L'Italia risulta ricompresa nel *cluster* dei Paesi con il livello maggiore di *earnings smoothing*, che risulta associato con le caratteristiche istituzionali seguenti: mercati finanziari poco sviluppati, basso livello di applicazione delle norme, alta concentrazione della proprietà, bassa protezione degli investitori. Una forte diffusione delle pratiche di livellamento del reddito è stata riscontrata anche nell'ambito delle imprese non quotate nella generalità dei Paesi europei (Gassen e Fülbier 2015). Essa appare collegata all'esigenza di assecondare le aspettative dei finanziatori, in considerazione della sua capacità segnaletica di fornire indicazioni rassicuranti sull'affidabilità dell'impresa. Mafrolla e D'Amico (2017) evidenziano che le imprese non quotate italiane, portoghesi e spagnole adottano politiche aggressive di bilancio riuscendo ad aumentare la raccolta di capitale di credito presso il sistema bancario, pur al costo di una maggiore onerosità finanziaria. Nel contesto delle imprese italiane non quotate, Mura e Roberto (2020) registrano la presenza diffusa di pratiche di livellamento del reddito nel periodo 2004-2017 analizzando le irregolarità nella distribuzione dei redditi netti e delle variazioni reddituali rispetto all'esercizio precedente. Da questa analisi risulta infatti che l'area dei piccoli utili d'esercizio risulta quella con le osservazioni di gran lunga più frequenti dell'intera distribuzione, in termini statisticamente significativi. Analogamente l'area delle piccole perdite d'esercizio risulta molto meno popolata rispetto alle attese, un'anomalia che segnala il notevole sforzo contabile che le imprese profondono per raggiungere l'area degli utili. In modo complementare, la distribuzione delle variazioni reddituali annuali mostra la presenza diffusa di osservazioni che riportano piccolissime variazioni reddituali ripartite tra positive e negative, che segnalano comportamenti contabili anomali volti al mantenimento dei risultati reddituali stabili nel tempo (Mura e Roberto, 2020).

2.2 Sviluppo ipotesi

Alla luce delle tendenze appena evidenziate nell'ambito degli studi sull'effetto del gruppo dei pari e negli studi di *earnings smoothing* appare interessante creare un ponte tra i due filoni di ricerca per verificare empiricamente se tra i due fenomeni esista un'associazione come pare avanzabile secondo la teoria della rivalità. Gli stessi fattori identificati per spiegare il ricorso alle politiche di livellamento dei redditi che caratterizzano le imprese non quotate italiane sul piano teorico (Sòstero, 1998) e empirico (Mura e Roberto, 2020), paiono rafforzarsi nella prospettiva dell'influenza dei pari. Mostrare un reddito d'esercizio tendenziale positivo e stabile può rappresentare un desiderabile obiettivo di bilancio non solo nell'ottica della singola impresa che mira individualmente a conciliare le aspettative di finanziatori, fornitori, autorità fiscali e altri stakeholders con cui interagisce, ma anche nell'ottica dell'impresa che emula le politiche di bilancio dei rivali al fine di mantenere inalterata la propria posizione competitiva. In particolare, se le imprese concorrenti ricorrono a pratiche di livellamento per mostrare un reddito d'esercizio tendenziale positivo e stabile per rassicurare i finanziatori sulla propria capacità di rimborso, è verosimile attendersi che la singola impresa imiti le pratiche dei concorrenti per mantenere immutata la propria posizione competitiva, e, quindi, le possibilità di accesso al credito di finanziamento. Analogamente, quando le imprese rivali livellano i redditi d'esercizio per continuare ad assicurarsi dai loro fornitori il credito di funzionamento nei tempi e modi desiderati, verosimilmente contageranno i comportamenti di bilancio della singola impresa, che avrà la stessa esigenza di non vedere pregiudicate le proprie condizioni di fornitura e di dilazione dei pagamenti. Anche quando il livellamento del reddito è strumentale alla

minimizzazione del carico tributario, agire come i propri concorrenti può rappresentare una strategia efficace per dimostrare alle autorità fiscali la normalità della propria gestione e la sua coerenza con quella di chi opera nello stesso settore e serve gli stessi mercati. Alla luce delle argomentazioni appena esposte, si formula la seguente ipotesi:

H₁: le imprese non quotate italiane adottano politiche di livellamento del reddito emulando i propri concorrenti.

3. Aspetti metodologici

3.1 La selezione del campione

Il campione utilizzato per condurre l'analisi è stato estratto dal database AIDA, gestito da Bureau Van Dijk. Dalla popolazione di società di capitali non quotate presenti nel database sono state escluse le imprese finanziarie e erogatrici di servizi di pubblica utilità, in quanto contraddistinte da diversi incentivi di rendicontazione e da diversa regolamentazione. Si è poi proceduto all'eliminazione delle imprese che adottano i principi internazionali IAS/IFRS, delle imprese con facoltà di redigere il bilancio in forma abbreviata per l'intero periodo di analisi e delle imprese facenti parte di un gruppo societario, con il fine di ottenere un campione quanto più omogeneo possibile. Alla luce di tali esclusioni, il campione finale si compone di 113.693 osservazioni, corrispondenti a 22.969 imprese, lungo il periodo 2014-2019⁽²⁾. Le imprese così individuate appartengono a 64 settori industriali definiti dalle prime due cifre ATECO, i quali costituiscono i gruppi pari di riferimento utilizzati nello studio.

3.2 La misura di livellamento dei redditi

In linea con gli studi esistenti (Leuz et al., 2003; Francis et al., 2004; Burgstahler et al., 2006), l'entità delle politiche di livellamento del reddito implementate è stata misurata attraverso il rapporto tra la deviazione standard dei risultati d'esercizio e la deviazione standard dei flussi di cassa operativi, entrambi rapportati al totale dell'attivo a inizio esercizio, su un lasso temporale di tre anni. Tale rapporto è stato infine moltiplicato per -1 , in modo che al crescere della misura corrispondessero valori maggiori di livellamento. La logica sottostante la *proxy* così costruita è che, maggiore è il ricorso a politiche volte alla stabilizzazione dei redditi, minore è la volatilità degli utili rispetto alla volatilità dei flussi di cassa.

3.3 Il modello empirico di influenza dei pari

Nell'accertare la presenza dell'effetto dei pari, in accordo con precedenti studi empirici (Leary e Roberts, 2014), viene stimato il seguente modello strutturale in cui la politica di livellamento dei redditi è funzione della medesima scelta dei pari, delle caratteristiche specifiche di ciascuna impresa e delle caratteristiche del gruppo pari di riferimento:

⁽²⁾ L'analisi viene condotta sul periodo 2014-2019 ma la costruzione delle variabili richiede l'utilizzo delle informazioni contabili riconducibili al periodo 2011-2019: questo perché le variabili indipendenti sono ritardate di un anno rispetto alla variabile dipendente, la quale è costruita con i valori relativi a un arco temporale di tre anni.

$$Livel_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 LivelPari_{-ijt} + \beta_2 X_{ijt-1} + \beta_3 \bar{X}_{-ijt-1} + IndEF + AnnoEF + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Dove $Livel_{ijt}$ è la misura di livellamento dei redditi per l'impresa i , facente parte del gruppo j al tempo t , e $LivelPari_{-ijt}$ è il livellamento medio delle imprese facenti parte del gruppo j al tempo t , esclusa l'impresa i . X_{ijt-1} e \bar{X}_{-ijt-1} sono i vettori delle caratteristiche dell'impresa i e del gruppo j esclusa l'impresa i , al tempo $t-1$, tramite i quali si controlla per fattori noti in grado di determinare le politiche di livellamento. Nello specifico, il primo vettore è composto dalle caratteristiche fondamentali dell'impresa (Dimensione, Crescita delle vendite, Crescita dell'attivo, Indebitamento, Età, Perdita), mentre il secondo dalle medesime caratteristiche calcolate sul gruppo pari. Infine, $IndEF$ e $AnnoEF$ sono gli effetti fissi industriali e temporali, inclusi per tener conto dell'eterogeneità derivante dall'appartenenza a differenti settori industriali e dalle diverse congiunture economiche. ε_{ij} è il termine di errore, per il quale si ipotizza eteroschedasticità e dipendenza intra-impresa. A tal proposito, si sottolinea come l'inclusione nel modello delle variabili di controllo a livello di gruppo, nonché degli effetti fissi, sia strettamente funzionale all'identificazione dell'effetto pari di interesse. In linea generale, infatti, eventuali similarità nelle scelte di livellamento dei redditi tra le imprese potrebbero essere dovute a fattori diversi da reali intenzioni imitative. Da un lato, l'influenza cui sono naturalmente sottoposte le imprese potrebbe scaturire non soltanto dalle azioni dei rivali (effetto pari oggetto del presente studio) ma anche dalle loro caratteristiche; dall'altro, condizioni istituzionali e di contesto comuni alle imprese facenti parte del medesimo gruppo potrebbero essere corresponsabili della similarità osservata nelle pratiche adottate. Includendo le caratteristiche dei pari e gli effetti fissi, si è cercato, per quanto possibile, di limitare lo spazio per interpretazioni alternative.

Il modello (1) viene stimato attraverso il metodo di regressione dei minimi quadrati a due stadi con variabile strumentale (IV-2SLS). Tale approccio prevede l'esecuzione di due regressioni. Nel primo stadio la variabile endogena $LivelPari$ viene fatta regredire su una variabile strumentale (IV) e sulla serie di variabili di controllo. Nel secondo stadio, $Livel$ viene fatto regredire sui valori attesi di $LivelPari$ risultanti dal primo stadio e sulle stesse variabili di controllo utilizzate nel primo stadio.

Come precedentemente accennato, la scelta di impiegare tale metodo di regressione (IV-2SLS) è dettata da un problema di causalità simultanea che caratterizza la relazione sotto esame (Manski, 1993). Si noti, infatti, come la scelta dell'impresa i esima possa essere influenzata dalle scelte dei pari e , al contempo, le scelte dei pari possano essere influenzate dall'impresa i esima, in quanto loro pari. Per interrompere tale simultaneità e stimare l'effetto di interesse, risulta quindi necessario identificare una fonte di variazione nella variabile $LivelPari$; variazione dalla quale l'impresa i esima non sia però affetta. In altre parole, l'approccio impiegato mira a verificare come le risposte delle imprese a uno shock influenzino i comportamenti dei pari non sottoposti alla variazione.

Sulla base delle analisi esistenti (e.g. Gerakos e Kovrijnykh, 2013) si individua tale fonte di variazione nello shock alla redditività del gruppo pari, che viene quindi impiegato come strumento (IV). A tal riguardo si segnala come, sebbene la regressione con variabili strumentali permetta di affrontare il problema della causalità simultanea, il successo di tale metodo di stima risieda inevitabilmente nella validità dello strumento impiegato. Così, se da un lato vi è la complessità di identificare una variabile che sia in grado, al contempo, di influenzare la variabile endogena (ossia $LivelPari$) senza però influenzare la variabile dipendente ($Livel$), dall'altro vale la pena ricordare che mentre la rilevanza di questa

variabile strumentale è testabile (ad esempio, tramite il test F), la sua esogeneità non lo è⁽³⁾; così rendendo il suo utilizzo non immune da critiche. Nel tentativo di sottrarsi ad alcune di queste problematiche, la sezione successiva illustra la modalità di costruzione e le ragioni a sostegno della validità dello strumento impiegato.

3.4 La variabile strumentale

La variabile strumentale utilizzata nelle analisi viene costruita seguendo l'approccio di Fiordelisi e Ricci (2014). Innanzitutto, la misura di redditività ($MOL/Attivo$ ⁽⁴⁾) di ciascuna impresa viene scomposta in una componente sistematica (comune al gruppo dei pari) e in una componente idiosincratICA (specifica dell'impresa), a partire dalla seguente regressione:

$$MOL/Attivo_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 PariMOL/Attivo_{-ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

Dove $MOL/Attivo_{ijt}$ è la redditività dell'impresa i , facente parte del gruppo j , al tempo t ; e $PariMOL/Attivo_{-ijt}$ è la redditività media delle imprese nel gruppo j al tempo t , esclusa l'impresa i . Seguendo Fiordelisi e Ricci (2014), la regressione (2) viene stimata ogni anno ottenendo un beta comune per tutte le imprese del campione. Per ciascuna impresa la componente idiosincratICA (ε_{ijt}) del margine operativo lordo rapportato al totale attivo è quindi ottenuta come differenza tra il $MOL/Attivo$ osservato al tempo t e il $MOL/Attivo$ atteso al tempo t :

$$\hat{\varepsilon}_{ijt} = MOL/Attivo_{ijt} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 PariMOL/Attivo_{-ijt} \quad (3)$$

Ritardando $\hat{\varepsilon}_{ijt}$ di un anno, si ottiene lo shock alla profittabilità subito da ciascuna impresa nell'anno $t-1$ (IShock). Infine, la variabile strumentale (IV) è costruita come media degli shock subiti dalle imprese facenti parte del gruppo j , escludendo l'impresa i , al tempo $t-1$ (PShock).

Requisito indispensabile affinché l'inferenza sia valida è che lo strumento impiegato (PShock) sia correlato con la variabile endogena $LivellPari$ (rilevanza) ma non lo sia con $Livell$ se non tramite $LivellPari$ (esogeneità): entrambe le condizioni sembrano essere soddisfatte. Alla base delle politiche di livellamento dei redditi vi è infatti la volontà, da parte delle imprese, di contenere le oscillazioni degli utili di esercizio in modo che, di anno in anno, il reddito riportato rifletta un risultato moderatamente positivo e caratterizzato da una certa stabilità (Fudenberg e Tirole, 1995; DeFond e Park, 1997). Ne consegue che, in presenza di performance particolarmente positive, come catturate dalla componente idiosincratICA del $MOL/Attivo$, tale obiettivo viene perseguito tramite un più intenso impiego di politiche volte alla stabilizzazione dei redditi (Gerakos and Kovrijnykh, 2013). Così, se da un lato ci si attende una relazione positiva tra lo shock nella performance subito dai pari e il loro successivo ricorso al livellamento dei redditi, dall'altro non ci si attende alcun effetto sulle politiche di livellamento dell'impresa oggetto di osservazione. Questo perché la costruzione dello shock subito dai pari prevede l'aggregazione di componenti puramente idiosincratiche. In ogni caso, per mitigare il rischio che le componenti idiosincratiche dei pari possano comunque contenere informazioni rilevanti per l'impresa

⁽³⁾ Per rilevanza si intende la capacità della variabile strumentale di spiegare la variazione nella variabile endogena, mentre con il termine esogeneità si indica la mancanza di correlazione tra la variabile strumentale e il termine di errore (ε).

⁽⁴⁾ Si noti che la misura di profittabilità è stata ottenuta come rapporto tra il margine operativo lordo (MOL) e il totale attivo, come in Fiordelisi e Ricci (2020), così da rispondere all'esigenza di impiegare un indicatore che permetta di confrontare la redditività di imprese appartenenti al medesimo settore o a settori diversi e che prescindano da voci potenzialmente soggette ad opportunistici aggiustamenti contabili (quali ad esempio gli ammortamenti).

iesima, viene incluso in ogni regressione lo shock alla performance subito dall'impresa iesima.

3.5 Statistiche descrittive

La Tabella 1 presenta le statistiche descrittive delle variabili impiegate nell'analisi principale. Il valore medio della misura Level è -0.457, in linea con il dato riportato da Burgstahler et al. (2006) per le imprese italiane non quotate pari a -0.496. Similmente, le distribuzioni delle variabili indipendenti non si discostano significativamente da quelle di studi similari (e.g. Bigus e Hafele, 2018; Burgstahler et al., 2006), assicurando così la rappresentatività del campione sotto esame. Per motivi di spazio non sono state riportate le statistiche descrittive relative alle variabili pari. Tuttavia, si segnala una forte similarità tra le medie di impresa e dei pari, sebbene l'aggregazione riduca la deviazione standard delle seconde.

Tabella 1. Statistiche descrittive

	N	Mean	SD	P25	P50	P75
Level	113,693	-0.457	0.685	-0.525	-0.229	-0.090
Dimensione	113,693	9.690	0.990	9.085	9.575	10.186
Indebitamento	113,693	0.597	0.223	0.434	0.627	0.776
Δ Vendite	113,693	0.060	0.294	-0.043	0.031	0.118
Δ Attivo	113,693	0.054	0.187	-0.038	0.029	0.116
Età	113,693	3.203	0.640	2.833	3.332	3.638
Perdita	113,693	0.155	0.362	0.000	0.000	0.000
IShock	113,693	0.001	0.079	-0.042	-0.011	0.035
PShock	113,693	0.002	0.008	-0.001	0.001	0.003

La tabella presenta le statistiche descrittive per le principali variabili usate nel lavoro. Conformemente al modello (1): Level è relativa al periodo t mentre le restanti variabili si riferiscono al periodo t-1. Level è il reciproco del rapporto tra la deviazione standard del risultato d'esercizio e la deviazione standard del flusso di cassa operativo, dove l'utile e il flusso di cassa sono entrambi rapportati al totale attivo a inizio esercizio e le deviazioni standard sono calcolate su un periodo temporale di tre anni. Dimensione è il logaritmo naturale del totale attivo. Indebitamento è il rapporto tra il totale debiti e il totale attivo. Δ Vendite è la differenza tra i ricavi di vendita al tempo t e i ricavi di vendita al tempo t-1, rapportato ai ricavi di vendita al tempo t-1. Δ Attivo è la differenza tra il totale attivo al tempo t e il totale attivo al tempo t-1, rapportato al totale attivo al tempo t-1. Età è il logaritmo naturale di 1 più l'età dell'impresa. Perdita è una variabile dicotomica che assume il valore 1 in presenza di una perdita d'esercizio, 0 in caso contrario. Ad eccezione di PariPerdita (percentuale di pari che riportano una perdita), tutte le Variabili Pari sono calcolate come media dei valori delle Variabili Impresa per tutte le imprese facenti parte del medesimo settore-anno, escludendo l'osservazione iesima. IShock e PShock sono costruiti come illustrato nel paragrafo 3.4. Tutte le variabili sono winsorizzate al 1 e 99 percentile.

4. Risultati

4.1 Analisi principale

Le colonne 1 e 2 della Tabella 2 mostrano, rispettivamente, i risultati del primo e del secondo stadio del modello (1). Dai risultati del primo stadio – nel quale la variabile dipendente è LevelPari e la variabile esplicativa principale è PShock – si evince che la variabile strumentale è positivamente correlata con le politiche di livellamento dei pari al livello di significatività dell'1%. In linea con gli studi esistenti (Gerakos e Kovrijnykh, 2013), i risultati mostrano come le imprese intensifichino il livellamento del reddito dopo aver avvertito uno shock positivo nella loro redditività. Considerato il livello di significatività

dello strumento e l'F-test del primo stadio pari a 149 (ampiamente superiore alla soglia di 10), si ritiene che lo strumento soddisfi la condizione di rilevanza.

Tabella 2. Effetto pari nel livellamento dei redditi

2SLS	(1) Primo Stadio LivellPari	(2) Secondo Stadio Level
PShock	0.459***	(12.24)
LivellPari		2.651*** (3.26)
IShock	0.005**	(2.36)
Dimensione	0.000***	(2.90)
PariDimensione	0.032***	(5.33)
Indebitamento	-0.000	(-1.07)
PariIndebitamento	0.061	(1.16)
Δ Vendite	0.000	(0.00)
Pari Δ Vend	0.062***	(4.82)
Età	-0.000	(-0.28)
PariEtà	-0.045*	(-1.91)
Perdita	0.001*	(1.84)
PariPerdita	-0.002***	(-9.73)
Δ Attivo	-0.071***	(-2.76)
Pari Δ Att	-0.001*	(-1.66)
Osservazioni	113,693	113,693
F-test Strumento	149.91	
EF (Industr., Anno)	SI	SI

La tabella mostra i risultati del modello (1) stimato con un approccio 2SLS: nelle colonne 1 e 2 sono riportati, rispettivamente, i risultati del primo e del secondo stadio. La prima riga della tabella indica la variabile dipendente di ciascun stadio. La variabile endogena del modello è il livellamento medio dei pari (LivellPari) mentre la variabile strumentale è lo shock medio alla profittabilità subito dai pari (PShock). La variabile dipendente e la variabile endogena si riferiscono all'anno t , tutte le altre variabili si riferiscono all'anno $t-1$. Tutte le variabili sono definite nella Tabella 1. *, **, *** indicano una significatività pari, rispettivamente, al 10%, 5% e 1%. In parentesi sono riportati i T-statistics robusti all'eteroschedasticità e alla dipendenza intra-impresa.

Come atteso, i risultati del secondo stadio evidenziano la presenza dell'effetto dei pari nelle scelte di livellamento dei redditi: il coefficiente di LivellPari è positivo e statisticamente significativo a livello del 1% (coeff=2.65, $t=3.26$). Coerentemente con la teoria della rivalità discussa da Lieberman e Asaba (2006), si riscontra come le imprese italiane non quotate replichino le strategie di livellamento implementate dai pari. In termini economici, l'aumento del livellamento dei pari di una deviazione standard induce l'impresa iesima ad aumentare il proprio livellamento di 0.313⁽⁵⁾ deviazioni standard. Per quanto riguarda le variabili di controllo a livello di impresa, si osserva che Indebitamento, Età, Δ Vendite e Perdita risultano statisticamente significative nello spiegare il livellamento del reddito. I coefficienti e i segni di queste variabili restituiscono un quadro coerente con le analisi esistenti (e.g. Bigus e Hafele, 2018). Come atteso, il livello di indebitamento risulta positivamente associato alle politiche di livellamento (coefficiente=0.235, $t=15.06$), confermando che il ricorso a tali politiche costituisce spesso una risposta alle implicite preoccupazioni dei finanziatori circa la rischiosità aziendale (Gassen e Fulbier, 2015). Similmente, le opportunità di crescita e l'età delle imprese sono associate positivamente alla stabilizzazione del reddito (rispettivamente: coeff=0.018, $t=2.32$; coeff=0.016, $t=3.38$). Da

⁽⁵⁾ La significatività economica viene calcolata come prodotto tra il coefficiente stimato di LivellPari e la deviazione standard di LivellPari, diviso per la deviazione standard di Level $((2.651 \times 0.081)/0.685)$.

un lato, le imprese in crescita soggette a maggiori oscillazioni reddituali potrebbero percepire una maggiore necessità di stabilizzare i redditi. Dall'altra, le imprese più mature potrebbero riuscire a farne maggiore ricorso per via di una più lunga esperienza nel gestire i risultati di fasi economiche alterne. Peraltro, proprio nella fase di maturità dovrebbe essere più proficuo per le imprese dimostrare una consolidata capacità nella generazione di redditi stabili che possa allontanare i dubbi su un loro possibile declino. Infine, i risultati rivelano una minore propensione da parte delle imprese in perdita a livellare i redditi (coeff=-0.390, t=-44.08), a riprova dei differenti incentivi che governano quest'ultime. In tal senso, è assai probabile che le imprese provenienti da un esercizio in perdita sentano la necessità di discostarsi da tale risultato e riportare un utile, seppur piccolo, quindi non adoperando pratiche perequative. Complessivamente, si nota come, nonostante l'elevata significatività statistica delle variabili di controllo, queste risultino economicamente meno significative di LivellPari (la significatività economia è pari a: 0.077 per Indebitamento; 0.008 per Δ Vendite; 0.015 per Età e 0.206 per Perdita). In tal senso, i risultati evidenziano che il comportamento dei pari riveste un ruolo di primo piano nel determinare le scelte delle imprese italiane non quotate, con un impatto perfino superiore a quello delle determinanti comunemente riconosciute come tali. Ad avvalorare questa interpretazione contribuiscono, poi, le variabili di controllo di gruppo. Infatti, ad eccezione di PariPerdita (coeff=0.007, t=3.66), la cui significatività economica è comunque estremamente contenuta (pari a 0.064), nessuna variabile di controllo pari raggiunge i livelli convenzionali di significatività statistica. Dall'analisi appare evidente come l'influenza esercitata sulle imprese dalle politiche di livellamento dei pari scaturisca direttamente dalle loro azioni e non dalle loro caratteristiche, così suggerendo che l'impiego di politiche di livellamento dei redditi costituisca, in parte, una risposta strategica ai comportamenti dei concorrenti.

4.2 Discussione

I risultati sin qui ottenuti delineano un quadro nel quale la volontà delle imprese di ricorrere a politiche volte alla stabilizzazione dei redditi è fortemente condizionata dai comportamenti dei pari di settore. Così, se da un lato tali risultati appaiono in linea con l'ipotesi sviluppata nella sezione 2.2 circa il potere delle imprese di influenzarsi a vicenda, dall'altro rivelano un'inaspettata preminenza dello stesso. Infatti, il comportamento dei rivali risulta essere persino la più importante determinante del livellamento reddituale. In quest'ottica, i decisori aziendali sembrano abdicare, almeno in parte, all'esercizio di un pieno e consapevole uso della discrezionalità in loro potere in favore di una strategia imitativa in cui sono le imprese operanti nel medesimo settore a determinare la via da percorrere.

Questi risultati suggeriscono, in linea con le argomentazioni precedentemente sviluppate che, nel presente contesto, la necessità di segnalare ai finanziatori e ai diversi stakeholders la capacità prospettica di generare stabilmente reddito – tanto stabilmente quanto i rivali, si direbbe - nonché l'interesse comune a non discostarsi notevolmente dai risultati dei pari per ragioni fiscali rendano il fenomeno imitativo quantomeno comprensibile. Tuttavia, sembra difficile difendere la validità *tout court*, per le stesse imprese, di un comportamento la cui peculiarità è quella di conformarsi all'agire comune, con ridotto riguardo alle contingenze e alle specifiche condizioni in cui l'impresa opera; tanto più che il livellamento reddituale con poche probabilità potrà considerarsi auspicabile in qualsiasi circostanza.

Ad ogni modo, al di là della complessità relativa alla valutazione del processo decisionale sottostante, tale propensione imitativa, una volta inquadrata nel contesto delle manovre

contabili aggressive, risulta essere ancora più preoccupante in quanto da essa dipende l'utilità che gli utilizzatori finali del bilancio potranno effettivamente trarre dalle sue risultanze. Se la rendicontazione non è volta a fornire una rappresentazione veritiera e corretta della situazione aziendale ma, al contrario, mira a distorcere i risultati effettivamente conseguiti, viene meno l'essenziale funzione informativa che il bilancio è chiamato a svolgere. In tal senso, il fenomeno imitativo analizzato diviene capace di pregiudicare in maniera pervasiva la qualità dell'informativa esterna - con chiaro danno nei confronti di chi su quelle risultanze dovrebbe agire - e di minare in maniera sistemica l'applicazione e il rispetto delle normative esistenti.

5. Test di robustezza

Per testare la robustezza dei risultati ottenuti, il modello principale (1) è stato ristimato secondo tre diverse specificazioni, di cui si riportano i risultati del secondo stadio nella Tabella 3. In un primo test, sono state aggiunte al modello strutturale ulteriori variabili di controllo, sia a livello di impresa che di gruppo, generalmente associate alle politiche di livellamento (Baik, Choi e Farber, 2020). Esse sono: incidenza delle immobilizzazioni materiali sul totale attivo; durata del ciclo operativo; volatilità delle vendite; flusso di cassa operativo e attività operative nette. Nel secondo test, è stata prevista l'inclusione nel modello strutturale delle variabili di controllo contemporanee sia a livello di impresa che di gruppo. Infine, nella terza specificazione, si è proceduto a stimare il modello strutturale esaminando una diversa *proxy* per il livellamento del reddito. Specificatamente, si è seguito l'approccio proposto da Lang et al. (2012), il quale permette di individuare la componente discrezionale del livellamento, separandola così dalla componente connaturata che, in quanto tale, è scevra da intenzioni manipolative. La nuova misura (ResLevel) è così costituita dai residui di una regressione in cui la variabile dipendente è il livellamento del reddito (Level) e le variabili indipendenti sono i fattori che, secondo la letteratura esistente (Lang et al., 2012), determinano il livellamento non discrezionale. Il terzo test di robustezza prevede, dunque, la sostituzione nel modello strutturale di Level con ResLevel e di LevelPari con ResLevelPari (costruita come media di ResLevel per le imprese facenti parte del dato gruppo pari, escludendo l'impresa iesima).

Dai risultati dei test addizionali emerge un quadro coerente con quanto precedentemente riscontrato. Come è possibile osservare nella Tabella 3 (in cui si riportano solo i coefficienti e i t-statistics di LevelPari e ResLevelPari per motivi di spazio), l'effetto dei pari nelle scelte di stabilizzazione del reddito è presente e statisticamente significativo al livello dell'1%, indipendentemente dal test di robustezza implementato. Peraltro, si nota che il coefficiente associato alla variabile pari (2.65 nel modello principale; 2.53, 2.82, e 2.70 nei tre test addizionali) rimane stabile in tutte le specificazioni, costituendo così un ulteriore prova a sostegno della stabilità dei risultati ottenuti. Nel complesso, i risultati addizionali descritti in questo paragrafo rafforzano la validità dell'analisi e confermano il ruolo esercitato dalle imprese nell'influenzare le politiche di livellamento dei propri pari.

Tabella 3 – Effetto pari nel livellamento dei redditi – Test di robustezza

2SLS	(1) Secondo Stadio Level	(2) Secondo Stadio Level	(3) Secondo Stadio ResLevel
------	-----------------------------	-----------------------------	--------------------------------

LivlPari	2.529***	(3.17)	2.816***	(3.42)
ResLivlPari			2.696***	(3.00)
T-statistics PShock	(8.91)		(11.39)	(11.58)
F-test Strumento	79.43		129.76	134.03
Var. di controllo – Impresa e Pari	SI		SI	SI
Var. di contr. Contemp. - Impresa e Pari	NO		SI	NO
Var. di contr. Addizion. - Impresa e Pari	SI		NO	NO
EF – (Industr., Anno)	SI		SI	SI
Osservazioni	113,423		113,461	112,900

La tabella presenta i risultati di stima del second stage per tre test di robustezza del modello (1). Nella colonna 1 il modello principale (1) viene stimato aggiungendo ulteriori variabili di controllo (Incidenza delle immobilizzazioni materiali sull'attivo, Durata del ciclo operativo, Volatilità delle vendite, Flusso di cassa operativo, Attività operative nette), sia a livello di gruppo che di impresa. Nella colonna 2 il modello principale (1) viene stimato aggiungendo alle variabili di controllo originarie sia a livello di gruppo che di impresa i loro corrispettivi al tempo t. Nella colonna 3 il modello (1) viene stimando sostituendo a Livl (LivlPari) le componenti discrezionali del livellamento ResLivl (ResLivlPari). *, **, *** indicano una significatività pari, rispettivamente, al 10%, 5% e 1%. In parentesi sono riportati i T-statistics robusti all'eteroschedasticità e alla dipendenza intra-impresa.

6. Conclusioni

L'analisi empirica riportata nelle sezioni precedenti ha messo in evidenza che il gruppo dei pari svolge un'influenza statisticamente significativa ed economicamente rilevante nel provocare la diffusione delle pratiche di *earnings smoothing* nell'ambito delle imprese non quotate italiane. I risultati di questa analisi sono corroborati da test multivariati alternativi che confermano inoltre il ruolo esercitato dai fattori tradizionali che sono identificati negli studi aziendali esistenti per spiegare le ragioni dell'adozione di pratiche di *earnings smoothing* da parte delle imprese (Gassen e Fulbier, 2015; Bigus e Hafele, 2018; Baik, Choi e Farber, 2020). In particolare, le imprese italiane non quotate ricorrono in maggior misura a pratiche di stabilizzazione del reddito in presenza di più alti livelli di indebitamento, di opportunità di crescita, nella fase della maturità e in assenza di perdite negli esercizi precedenti. Nondimeno, l'effetto imitativo ricopre un ruolo primario.

In armonia con le teorie basate sulla rivalità, secondo cui le imprese adottano comportamenti imitativi per affrontare la competizione, contenere il rischio generico d'impresa e mantenere lo *status quo*, le imprese italiane non quotate appaiono cimentarsi in pratiche di livellamento e stabilizzazione del reddito d'esercizio in risposta al comportamento dei propri concorrenti. Questi risultati suscitano riflessioni particolarmente critiche poiché mettono in luce la preoccupante imitazione di comportamenti non in linea con il quadro normativo esistente. Mentre il contagio innescato dalla replica di comportamenti aziendali virtuosi appare auspicabile per i suoi riflessi positivi nelle condizioni di sopravvivenza delle imprese, l'imitazione di comportamenti potenzialmente deleteri non può essere assecondato. In altri termini, le politiche aggressive di bilancio che adotta il gruppo dei pari non paiono esaurire i loro effetti distorsivi sull'informativa esterna su cui si fondano le decisioni economiche dei destinatari del bilancio delle stesse imprese. Tali politiche si propagano in modo contagioso tra le imprese concorrenti dell'intero settore influenzando a loro volta i processi decisionali dei relativi destinatari. In queste circostanze, l'effetto dei pari rappresenta un preoccupante ostacolo che allontana l'informativa esterna di bilancio dall'obiettivo della rappresentazione veritiera e corretta su cui è incentrata la normativa vigente. Ciò incrementa la complessità dello

scenario entro cui le autorità regolamentari e gli organi di controllo orientano le proprie politiche e le proprie azioni che mirano a rafforzare il grado di applicazione della normativa di bilancio. A questo proposito, diventa fondamentale ricostruire l'identikit delle imprese più imitate. Sono queste le imprese su cui concentrare gli sforzi sul piano normativo, dei controlli e delle sanzioni al fine di interrompere il contagio di pratiche dannose.

L'evidenza empirica raccolta in questo lavoro ha dei risvolti preoccupanti anche nell'ottica delle analisi di bilancio. Esse fondano la loro validità sulla qualità dei bilanci delle imprese che sono oggetto di comparazione. Soprattutto nelle analisi settoriali diventa importante riuscire a quantificare e neutralizzare l'influenza artificiale dei pari sulle grandezze di bilancio per poter garantire l'affidabilità segnaletica degli indici che promanano da esse.

Lo studio, pur supportato da test di robustezza confortanti, rimane un primo contributo in cui si riconosce l'influenza che il gruppo dei pari esercita sulle pratiche di livellamento del reddito nel settore delle imprese non quotate. Tra i suoi limiti vi è quello di non aver identificato i tratti distintivi delle imprese *leader*, su cui potranno proficuamente concentrarsi gli studi futuri. Ulteriori indagini potranno approfondire quali sono i fattori che amplificano e – soprattutto – indeboliscono l'effetto del contagio sulle pratiche di *earnings smoothing*, e più in generale su altre pratiche aziendali, come la manipolazione reale delle grandezze di bilancio, ancora più problematica perché i suoi abusi possono essere in grado di compromettere la redditività futura della stessa impresa.

ALESSANDRO MURA

Professore Associato di Economia Aziendale

Università degli Studi di Cagliari

Dipartimento di Scienze Economiche e Aziendali

VIVIANA ECCA

Dottoranda in Economia e Gestione Aziendale

Università degli Studi di Cagliari

Dipartimento di Scienze Economiche e Aziendali

Riferimenti bibliografici

ADHIKARI, B.K., AGRAWAL, A. (2018), "Peer influence on payout policies", in *Journal of Corporate Finance*, vol. 48, pagg. 615-637.

ARMSTRONG, C.S., GLAESER, S., KEPLER, J.D. (2019), "Strategic reactions in corporate tax planning", in *Journal of Accounting and Economics*, vol. 68 n. 1, pagg. 101-132.

BAGNOLI, M., WATTS, S.G. (2000), "The effect of relative performance evaluation on earnings management: a game-theoretic approach", in *Journal of Accounting and Public Policy*, vol. 19 n. 4-5, pagg. 377-397.

BAIK, B., CHOI, S., FARBER, D.B., (2020), "Managerial ability and income smoothing", in *The Accounting Review*, vol. 95, n. 4, pagg. 1-22.

BIGUS, J., HÄFELE, S., (2018), "Shareholder loans and earnings smoothing—empirical findings from German private firms", in *European Accounting Review*, vol. 27, n. 1, pagg. 37-74.

BIRD, A., EDWARDS, A., RUCHTI, T.G. (2018), "Taxes and peer effects", in *The Accounting Review*, vol. 93, n. 5, pagg. 97-117.

BURGSTAHLER D., DICHEV I. (1997), "Earnings management to avoid earnings decreases and losses", in *Journal of Accounting and Economics*, vol. 24, n. 1, pagg. 99-126.

BURGSTAHLER, D.C., HAIL, L., LEUZ, C., (2006), "The importance of reporting incentives: Earnings management in European private and public firms", in *The accounting review*, vol. 81, n. 5, pagg. 983-1016.

- CAO, J., LIANG, H., ZHAN, X. (2019), "Peer effects of corporate social responsibility", in *Management Science*, vol. 65, n.12, pagg. 5487-5503.
- CAPALBO, F. (2016), "Earnings management, politiche di bilancio e falso in bilancio. Il difficile confine tra uso ed abuso della discrezionalità degli amministratori in sede di valutazione", in *Rivista Italiana di Ragioneria e di Economia Aziendale*, n. 5-6-7-8, maggio-giugno-luglio-agosto, pagg. 255-274.
- CONGIU P. (2013), *Il going concern*, RIREA Aziende, Roma.
- COPPENSL., PEEK E. (2005), "An analysis of earnings management by European private firms", in *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, vol. 15, n. 1, pagg. 1-17.
- CORONELLA S. (1996), "Dinamica creditizia e politiche di bilancio", in *Rivista Italiana di Ragioneria e di Economia Aziendale*, n. 5-6, maggio-giugno, pagg. 320-333.
- DEFOND, M.L., PARK, C.W., (1997), "Smoothing income in anticipation of future earnings", in *Journal of accounting and economics*, vol. 23, n. 2, pagg. 115-139.
- FIORDELISI, F., RICCI, O., (2014), "Corporate culture and CEO turnover", in *Journal of Corporate Finance*, vol. 28, pagg. 66-82.
- FRANCIS, J., LAFOND, R., OLSSON, P.M., SCHIPPER, K., (2004), "Costs of equity and earnings attributes", in *The accounting review*, vol. 79, n. 4, pagg. 967-1010.
- FUDENBERG, D., TIROLE, J., (1995), "A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents", in *Journal of Political economy*, vol. 103, n. 1, pagg. 75-93.
- GAO, P., ZHANG, G., (2019), "Accounting manipulation, peer pressure, and internal control", in *The Accounting Review*, vol. 94, n. 1, pagg. 127-151.
- GASSEN, J., FÜLBIER, R.U., (2015), "Do creditors prefer smooth earnings? Evidence from European private firms", in *Journal of International Accounting Research*, vol. 14, n. 2, pagg. 151-180.
- GERAKOS, J., KOVRIJNYKH, A., (2013), "Performance shocks and misreporting", in *Journal of Accounting and Economics*, vol. 56, n. 1, pagg. 57-72.
- GRAHAM, J.R., HARVEY, C.R. (2001), "The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field", in *Journal of financial economics*, vol. 60, n. 2-3, pagg. 187-243.
- GRENNAN, J. (2019), "Dividend payments as a response to peer influence", in *Journal of Financial Economics*, vol. 131, n. 3, pagg. 549-570.
- KAUSTIA, M., RANTALA, V. (2015), "Social learning and corporate peer effects", in *Journal of Financial Economics*, vol. 117, n. 3, pagg. 653-669.
- LANG, M., LINS, K.V., MAFFETT, M., (2012), "Transparency, liquidity, and valuation: International evidence on when transparency matters most", in *Journal of Accounting Research*, vol. 50, n. 3, pagg. 729-774.
- LEARY, M.T., ROBERTS, M.R. (2014). "Do peer firms affect corporate financial policy?", in *The Journal of Finance*, vol. 69, n. 1, 139-178
- LEUZ, C., NANDA, D., & WYSOCKI, P.D., (2003), "Earnings management and investor protection: an international comparison", in *Journal of financial economics*, vol. 69, n. 3, 505-527.
- LIEBERMAN, M.B., ASABA, S. (2006), "Why do firms imitate each other?", in *Academy of management review*, vol. 31, n. 2, pagg 366-385.
- MAFROLLA, E., D'AMICO, E. (2017), "Borrowing capacity and earnings management: An analysis of private loans in private firms", in *Journal of Accounting and Public Policy*, vol. 36, n. 4, pagg. 284-301.
- MANSKI, C.F., (1993), "Identification of endogenous social effects: The reflection problem", in *The review of economic studies*, vol. 60, n. 3, pagg. 531-542.
- MELIS G., CONGIU P. (2015), *Il bilancio d'esercizio delle imprese industriali, mercantili e di servizi*, Giuffrè, Milano.
- MURA, A., ROBERTO, G. (2020), "Reddito prodotto vs reddito tendenziale: la scelta delle imprese italiane non quotate", in *Rivista Italiana di Ragioneria e di Economia Aziendale*, n. 9-10-11-12, settembre-ottobre-novembre-dicembre, pagg. 336-354.
- PRENCIPE, A., BAR-YOSEF, S., MAZZOLA, P., POZZA, L. (2011), "Income smoothing in family-controlled companies: Evidence from Italy", in *Corporate Governance: An International Review*, vol. 19, n. 6, pagg. 529-546.
- QUAGLI, A., AVALLONE, F. (2020), "L'individuazione delle politiche di bilancio: profili metodologici e casi applicativi", in *Rivista Italiana di Ragioneria e di Economia Aziendale*, n. 9-10-11-12, settembre-ottobre-novembre-dicembre, pagg. 259-272.
- SOSTERÒ U. (1998), *Il postulato della competenza economica nel bilancio d'esercizio*, Giuffrè, Milano.