Distretti e sopravvivenza d'impresa: evidenze da un'analisi di lungo periodo

Research Department

Settembre 2026

Distretti e sopravvivenza d'impresa: evidenze da un'analisi di lungo periodo

Indice

1. Introduzione **3**
2. Uno sguardo alla letteratura **3**
3. Caratteristiche del campione **6**
4. Determinanti della sopravvivenza e della longevità aziendale **10**
4.1 La diffusione delle leve strategiche 10
4.2 Profili economico finanziari delle imprese: evidenze dai bilanci 12
5. Analisi causale dell'effetto distretto sulla sopravvivenza d'impresa **14**
5.1 Stime preliminari sul campione originario 14
5.2 Bilanciamento del campione: covariate post-trattamento a confronto 16
5.3 Risultati sul campione bilanciato: stima dell'effetto distretto 18
5.4 Verifica di robustezza e interpretazione dei risultati 19
5.5. Vantaggi latenti: correzione del bias da selezione 20
Conclusioni **21**
Metodologia econometrica: matching e regressione per stimare l'effetto distretto **22**
Bibliografia **24**

A cura di Massimiliano Rossetti.

Desidero ringraziare Giovanni Foresti e Stefania Trenti per l'attenta rilettura e per gli utili suggerimenti. Ringrazio inoltre Sara Giusti, Angelo Palumbo ed Enrica Spiga per la costruzione del datamart ISID, fondamentale per l'analisi empirica. Le opinioni espresse e ogni eventuale errore restano esclusivamente sotto la mia responsabilità.

Abstract

Il contributo analizza la sopravvivenza di lungo periodo delle imprese manifatturiere italiane e valuta se l'appartenenza a un distretto industriale abbia rappresentato un vantaggio competitivo nel superare le profonde crisi che hanno caratterizzato l'ultimo decennio. L'analisi si basa su un ampio campione di imprese attive all'inizio degli anni Dieci, integrato con informazioni qualitative su innovazione, governance, sostenibilità e leve strategiche, e con lo stato dell'impresa a distanza di dieci anni. I risultati descrittivi evidenziano una forte eterogeneità nei tassi di sopravvivenza per dimensione, settore, età aziendale e area geografica, mentre le differenze tra imprese distrettuali e non distrettuali risultano contenute nel campione complessivo, riflettendo la diversa composizione settoriale dei due gruppi.

Per isolare l'effetto causale dell'appartenenza a un distretto, lo studio combina un Propensity Score Matching basato sulle principali caratteristiche strutturali delle imprese con la stima di un modello di regressione con variabile dipendente binaria per la sopravvivenza sul campione bilanciato, includendo una correzione per la selezione non casuale. Le evidenze mostrano che, una volta controllato per le differenze osservabili e per i potenziali bias di selezione, l'appartenenza a un distretto si associa a una maggiore probabilità di sopravvivenza nel lungo periodo. Il vantaggio distrettuale emerge come un effetto reale, con intensità variabile nelle diverse specificazioni. Il lavoro contribuisce alla letteratura proponendo una valutazione causale dell'effetto distretto sulla continuità aziendale e mostra come la resilienza di lungo periodo derivi dalla combinazione tra fattori strutturali, leve strategiche e inserimento in un sistema produttivo locale, oltre che da alcuni fattori latenti tipici dei contesti distrettuali, quali reti di fornitura più stabili, capitale territoriale condiviso e reputazione del territorio, che possono generare condizioni favorevoli alla continuità operativa nel lungo periodo.

Parole chiave

Distretti industriali; capitale territoriale; sopravvivenza d'impresa; vantaggio competitivo.

Classificazione Jel

R12 – Size and Spatial Distributions of Regional Economic Activity; L25 – Firm Performance: Size, Diversification, and Scope.

1. Introduzione

Negli ultimi quindici anni, il settore manifatturiero italiano ha dovuto affrontare crisi di enorme portata: la contrazione della domanda internazionale seguita alla crisi finanziaria globale del 2008-2009, le tensioni sul credito determinate dalla crisi del debito sovrano europeo nel biennio 2012-2013, l'interruzione delle attività produttive durante la pandemia di Covid-19 e, più recentemente, il rialzo dei costi energetici e le criticità lungo le catene di fornitura globali conseguenti al conflitto russo-ucraino scoppiato nel 2022. Tali eventi hanno esercitato pressioni differenziate su imprese di dimensioni, settori e aree geografiche diverse, rendendo cruciale l'analisi dei fattori economico-finanziari, strategici e strutturali che hanno determinato la capacità di adattamento e di resilienza delle imprese più virtuose.

Lo studio della sopravvivenza delle imprese manifatturiere italiane nel lungo periodo (dal triennio 2011-2013 al 2021-2023) rappresenta, pertanto, un tassello fondamentale per comprendere la capacità di adattamento del nostro tessuto produttivo alle turbolenze macroeconomiche, sanitarie e geopolitiche e a un contesto sempre più complesso. Questo contributo si concentra sul potenziale vantaggio competitivo delle imprese distrettuali in termini di sopravvivenza nel lungo periodo. L'obiettivo dell'analisi, condotta su un ampio e originale campione di imprese manifatturiere italiane, è valutare e misurare se l'appartenenza a un distretto abbia inciso sulla continuità aziendale, ovvero sulla probabilità che un'impresa sia ancora operativa nel 2021-2023 a distanza di dieci anni[1].

Dopo una breve rassegna dei contributi teorici ed empirici dedicati a questo tema (paragrafo 2), verrà presentato il campione utilizzato e la metodologia adottata (paragrafo 3), a cui seguirà la presentazione dei risultati descrittivi (paragrafo 4) e delle stime econometriche effettuate (paragrafo 5).

2. Uno sguardo alla letteratura

La letteratura sui distretti industriali e sui sistemi produttivi locali, modelli organizzativi tipici dell'industria italiana, evidenzia come prossimità geografica, reti relazionali e capitale territoriale favoriscano competitività, adattamento e continuità delle imprese. A partire dai lavori seminali di Becattini (1987; 1989; 1998) e Brusco (1982; 1990; 1996), che definiscono il distretto come comunità socio-produttiva capace di generare esternalità, apprendimento collettivo e cooperazione, numerosi contributi hanno esplorato le diverse caratteristiche delle realtà locali che possono, direttamente o indirettamente, influenzare la probabilità di sopravvivenza delle imprese. Come evidenziato nella rassegna proposta da Claver-Cortés et al. (2019; 2020) la letteratura dedicata alla ricerca di un effetto distretto si è concentrata soprattutto su tre aspetti: produttività, competitività internazionale e capacità innovativa, trovando in genere un vantaggio competitivo associato alla localizzazione distrettuale. Questo vantaggio sistemico è stato interpretato in termini di sistemi locali di apprendimento e di combinazione tra conoscenza locale e reti esterne (Belussi e Sedita, 2012), e più in generale come espressione del capitale territoriale che sostiene la competitività regionale (Camagni, 1991; Camagni e Capello, 2013; Porter, 1998). Tale vantaggio emerge nonostante un ambiente competitivo che, dai primi anni Duemila, si è fatto progressivamente più complesso, richiedendo adattamenti nelle traiettorie evolutive dei distretti e nelle strategie delle imprese distrettuali (Belussi e Sedita, 2009).

La letteratura offre pochi contributi che stimano l'esistenza di un effetto distretto direttamente sulla sopravvivenza delle imprese. La principale difficoltà risiede nella costruzione di campioni longitudinali sufficientemente ampi e rappresentativi, che consentano di misurare la probabilità di sopravvivenza dell'impresa e, al tempo stesso, controllare le caratteristiche che influenzano la

[1] Il presente contributo integra e amplia quanto già pubblicato in Intesa Sanpaolo (2025), Distretti: quali fattori influenzano la sopravvivenza d'impresa? Economia e finanza dei distretti industriali, Rapporto annuale n. 17, 158–186.

capacità di restare sul mercato. Tra l'altro, come evidenziato in Foresti et al. (2009), l'effetto distretto tende ad amplificare le performance delle imprese, al rialzo nei momenti di espansione e al ribasso nelle fasi di rallentamento. Questo risultato suggerisce che l'effetto distrettuale non debba essere interpretato come un vantaggio strutturale uniforme, ma come un fenomeno che interagisce con le condizioni cicliche e con le caratteristiche del contesto territoriale, le quali possono incidere diversamente nei momenti sfavorevoli e nel breve periodo. In altri termini, pur mostrando una maggiore produttività, capacità innovativa e competitività internazionale, l'appartenenza a un distretto non implica necessariamente una maggiore probabilità di sopravvivenza, soprattutto in contesti caratterizzati da forte incertezza e rapido mutamento. Le migliori performance osservate a livello distrettuale potrebbero riflettere anche la presenza di meccanismi competitivi e selettivi più intensi rispetto ad altre localizzazioni, che favoriscono l'uscita dal mercato delle imprese meno performanti, a parità di altre caratteristiche (Dei Ottati, 2003).

Alcuni elementi caratteristici delle aree distrettuali possono tuttavia contribuire ad aumentare la probabilità di sopravvivenza delle imprese rispetto ad altre localizzazioni. In primo luogo, la fitta rete di relazioni tra imprese, alla base della maggiore flessibilità operativa e capacità di adattamento alle condizioni di domanda, può attenuare la rigidità dei meccanismi selettivi, grazie alla natura cooperativa delle reti locali. La ricerca di minori rischi di fornitura e di minori costi di transazione e logistica, da parte delle imprese committenti, ottenuta attraverso relazioni stabili e la condivisione di competenze e know-how, contribuisce a rafforzare la resilienza complessiva del sistema distrettuale e, al tempo stesso, a sostenere la permanenza sul mercato delle singole imprese. In altri termini, le imprese integrate nelle reti distrettuali, in particolare i fornitori di beni o servizi difficilmente sostituibili, possono beneficiare di forme di condivisione del rischio e di supporto reciproco tipiche dei contesti locali, fattori che aumentano la probabilità di sopravvivenza nel lungo periodo.

Un ulteriore fattore chiave che potrebbe incidere positivamente sulla sopravvivenza nei contesti distrettuali riguarda il ruolo del credito. Come evidenziato da Baffigi et al. (1999), tuttavia, il legame tra imprese distrettuali e banche locali non può essere dato per scontato: sfruttando l'ampio set informativo della Banca d'Italia, gli autori mostrano che il ruolo delle banche locali è rilevante in tutti i territori, non soltanto in quelli distrettuali, e che gli investimenti delle imprese localizzate nei distretti risultano più correlati al proprio cash-flow rispetto a quelli delle imprese non distrettuali. Altri contributi, invece, evidenziano come le imprese distrettuali siano meno razionate, a parità di altre condizioni (Alessandrini, Presbitero e Zazzaro, 2008). In questo senso, un migliore accesso al credito può rappresentare un ulteriore canale attraverso cui l'appartenenza a un distretto contribuisce a sostenere la capacità delle imprese di superare fasi di difficoltà.

La letteratura sulla sopravvivenza d'impresa è molto ampia e si è progressivamente arricchita di contributi che seguono diverse direttrici di ricerca. Un primo approccio si fonda sulla survival analysis, originariamente sviluppata in biostatistica (Kaplan-Meier, 1958; Nelson, 1972; Aalen, 1978), ma oggi ampiamente applicata anche in economia, dove le curve di sopravvivenza di Kaplan-Meier e i cumulativi di rischio di Nelson-Aalen consentono di stimare nel tempo la probabilità che un'impresa rimanga attiva e di individuare i momenti in cui si registrano picchi di chiusura. Un secondo filone utilizza i modelli di rischio (hazard), in particolare il modello di regressione proporzionale di Cox (1972), per quantificare l'effetto di caratteristiche strutturali o strategiche sul rischio di fallimento o chiusura. Parallelamente, i modelli di credit scoring hanno introdotto strumenti predittivi del default, ricorrendo a tecniche di analisi discriminante e di regressione (Beaver, 1966, Altman, 1968; Ohlson, 1980), successivamente integrati con modelli logit e probit. Come ricordano Resti e Sironi (2008) tali tecniche condividono con gli hazard model l'obiettivo di prevedere eventi di cessazione e sono spesso utilizzate anche in contesti di analisi della sopravvivenza aziendale.

Gli studi empirici dedicati alla realtà italiana, pur non trattando in maniera diretta l'appartenenza ad un distretto, hanno evidenziato come la probabilità di sopravvivenza sia positivamente influenzata da dimensione e innovazione tecnologica, mentre l'internazionalizzazione può accrescere il rischio di fallimento soprattutto per le imprese di minore scala (Giovannetti, Ricchiuti e Velucchi, 2007). Ferragina, Pittiglio e Reganati (2012) hanno combinato Kaplan-Meier e Cox per analizzare la durata delle filiali italiane di imprese multinazionali, riscontrando differenze significative rispetto alle controllate nazionali. Bhattacharjee, Maietta e Mazzotta (2023) hanno applicato un modello spaziale di Durbin mostrando come innovazione e prossimità a imprese tecnologiche riducano il rischio di uscita, con effetti protettivi più marcati in aree ad alta densità produttiva. Infine, Cutrini e Ninivaggi (2024) hanno studiato la resilienza delle imprese manifatturiere italiane allo shock pandemico da Covid-19, evidenziando tassi di insolvenza più elevati tra microimprese e aziende indebitate, ma anche il ruolo positivo di reti d'impresa e contesti locali innovativi.

Il presente lavoro si inserisce in questo quadro metodologico, includendo nell'analisi i principali indicatori di bilancio, misure qualitative del posizionamento strategico, caratteristiche della governance e fattori strutturali. Per controllare la distorsione da differenze osservabili tra imprese, abbiamo applicato un Propensity Score Matching (PSM) alla variabile distretto, seguendo Rosenbaum e Rubin (1973; 1983; 1984; 1985; 2006)[2], Abadie e Imbens (2000; 2006; 2009) e le applicazioni di Dehejia e Wahba (1999; 2002), prima di stimare un modello probit[3] di sopravvivenza su un campione bilanciato e calcolare gli effetti marginali delle covariate chiave sulla probabilità delle imprese di restare operative dopo dieci anni. A supporto, sono state utilizzate le Standardized Mean Differences (SMD)[4] come strumento diagnostico per confrontare l'equilibrio delle covariate pre-matching e post-matching, seguendo le metodologie di Austin (2007; 2009; 2011; 2013). Il PSM è stato, pertanto, impiegato per selezionare un sottocampione di imprese comparabili in termini di covariate pretrattamento, sul quale è stato stimato un modello probit, anziché limitarsi al calcolo diretto della media grezza delle differenze di risultato. Inoltre, per controllare il bias derivante da variabili omesse o non osservabili, è stato applicato anche un modello di Heckman (1979) a due stadi. Questo approccio consente di affrontare simultaneamente il problema della selezione e quello delle differenze osservabili tra imprese, migliorando la solidità complessiva delle stime. La scelta di combinare PSM e regressione è coerente con quanto suggerito in letteratura: ad esempio, Mahani e Sharabiani (2022) mostrano come l'aggiunta della regressione su un campione bilanciato possa contribuire a ridurre ulteriormente il bias residuo, rafforzando l'affidabilità delle stime[5].

---

[2] Il Propensity Score Matching (PSM) è una tecnica di inferenza causale che consente di rendere comparabili due gruppi (trattati e controlli) sulla base della probabilità di ricevere il trattamento, stimata condizionatamente alle caratteristiche osservabili. Il contributo seminale è quello di Rosenbaum P. R. e Rubin D. B. (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, Biometrika, 70(1), 41–55. Un riferimento generale alla metodologia del PSM e della causal inference è fornito anche da Rubin D. B. (2006), Matched Sampling for Causal Inference, Cambridge University Press, e da Imbens e Rubin (2015), che offrono una sistematizzazione completa delle tecniche di bilanciamento e delle strategie di valutazione degli effetti causali in studi osservazionali: Imbens G. W e Rubin D. (2015), Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences, Cambridge University Press.

[3] Il probit è un modello di regressione non lineare utilizzato per analizzare variabili dipendenti binarie. La probabilità che si verifichi un evento di interesse (sopravvivenza dell'impresa) è modellata come funzione della distribuzione normale cumulata di una combinazione lineare delle variabili esplicative. In altre parole, il modello stima la relazione tra le caratteristiche osservabili e la probabilità che un'osservazione assuma il valore 1, assumendo che gli errori siano distribuiti normalmente.

[4] La Standardized Mean Difference misura la distanza tra le medie di una covariata nei due gruppi, divisa per la deviazione standard combinata.

[5] Sulla relazione tra matching e modelli di valutazione econometrica si veda anche Heckman J. J., Ichimura H. e Todd P. (1997), Matching as an Econometric Evaluation Estimator, Review of Economic Studies, 64(4), 605–654.

3. Caratteristiche del campione

L'analisi si avvale di un campione di circa 74 mila imprese manifatturiere italiane attive nel triennio 2011-2013, selezionate tra i settori a elevata intensità distrettuale. Il campione è estratto dal database proprietario ISID (Intesa Sanpaolo Integrated Database) che ai dati di bilancio standard unisce informazioni su altre caratteristiche delle imprese, quali l'appartenenza a un distretto[6], la dimensione, il settore di appartenenza, l'età e la localizzazione geografica. Sono inoltre incluse variabili qualitative relative alla capacità innovativa (domande di brevetto presentate presso lo European Patent Office prima del 2013)[7], ai marchi registrati a livello internazionale presso la World Intellectual Property Organization (prima del 2013)[8], alla presenza di impianti per la produzione di energia rinnovabile incentivati attraverso il Conto Energia[9], i Certificati GRIN (Gestione Riconoscimento Incentivo)[10] o le FER elettriche (GSE)[11], nonché alla composizione del board e all'età dei componenti (Cerved)[12].

Il campione così selezionato è stato poi arricchito dell'informazione, cruciale ai fini di questa analisi, relativa allo stato dell'impresa nel 2023 a dieci anni di distanza dal periodo iniziale. Attraverso un accurato lavoro di classificazione si sono così distinte le imprese sopravvissute da quelle che nel frattempo si erano fuse o erano cessate (o per fallimento o per scioglimento volontario). Escludendo le imprese coinvolte in processi di fusione, più assimilabili alle imprese ancora operative, il campione iniziale si riduce a circa 19 mila imprese distrettuali e 52 mila non distrettuali.

Dal punto di vista dimensionale (fig. 1)[13], le microimprese costituiscono la maggioranza del campione (53,5%), seguite dalle piccole (33,7%), dalle medie (10,3%) e dalle grandi (2,5%). Questa forte predominanza di realtà di piccole dimensioni riflette la struttura del tessuto produttivo italiano, caratterizzato da numerose imprese micro o piccole particolarmente agili, ma poco strutturate e spesso vulnerabili agli shock esterni. Tuttavia, emergono differenze tra imprese distrettuali e non distrettuali: nei distretti si osserva una concentrazione leggermente più elevata di medie e grandi imprese (12,4% e 3,4% rispettivamente) rispetto alle controparti non distrettuali (9,5% e 2,2%). Per contro, la quota di microimprese è più alta fuori dai distretti (55,8% del sottocampione non distrettuale contro il 47,3% di quello distrettuale). Questi dati confermano una maggiore presenza di imprese di dimensione medio-grande nei distretti.

[6] La definizione di distretto qui adottata è quella utilizzata in altri lavori del Research Department di Intesa Sanpaolo, basata sulla concentrazione territoriale di imprese specializzate nella stessa filiera e sulla presenza di relazioni produttive stabili, ed è il frutto del monitoraggio continuativo delle principali realtà distrettuali italiane.

[7] Fonte: European Patent Office (EPO).

[8] Fonte: World Intellectual Property Organization (WIPO).

[9] Fonte: GSE — Conto Energia.

[10] Fonte: GSE — Gestione incentivi.

[11] Fonte: GSE — Open Data.

[12] Fonte: Cerved.

[13] La classificazione dimensionale adottata prevede le seguenti soglie di fatturato nel 2011:
- micro imprese tra 100 mila e 2 milioni di euro;
- piccole imprese tra 2 e 10 milioni di euro;
- medie imprese tra 10 a 50 milioni di euro;
- grandi imprese oltre 50 milioni di euro.

È la ripartizione settoriale (fig. 2)[14] a mostrare le differenze più significative: la filiera dei metalli (23,1%) e la meccanica (22,8%) rappresentano quasi la metà del campione, mentre il sistema moda (12,9%), i prodotti intermedi (12,6%), il sistema casa (10,9%) e l'alimentare (9,1%) completano la composizione. Emergono tuttavia differenze significative tra distretti e non distretti. Le imprese distrettuali spiccano per una forte specializzazione nel sistema moda (28,5% contro 7,1%) e nel sistema casa (14,1% contro 9,7%), mentre fuori dai distretti prevalgono la filiera dei metalli (27,8% contro 10,4%) e i beni intermedi (14,6% contro 7,1%). Le differenze risultano invece contenute nella meccanica (25,7% contro 21,7%) e nell'alimentare (9,4% contro 9,1%).

Un ulteriore elemento di analisi è l'età aziendale (fig. 3)[15]: le start-up costituiscono il gruppo più consistente (39,5%), seguite dalle imprese giovani (24,2%). Le imprese adulte (20,1%), mature (9,6%) e storiche (6,6%) completano la distribuzione. Le differenze tra distretti e non distretti risultano contenute: le start-up rappresentano il 37,2% nel campione distrettuale e il 40,3% nel non distrettuale, mentre le imprese storiche sono leggermente più numerose nei distretti (7,4% vs. 6,3%). In sintesi, la struttura per età appare sostanzialmente simile nei due sottocampioni, con una lieve maggiore presenza di realtà storiche nei distretti e di start-up al di fuori.

Dal punto di vista geografico (fig. 4), il campione è concentrato prevalentemente nel Nord-Ovest e nel Nord-Est, che rappresentano rispettivamente il 38,4% e il 30,5% del totale. Nel Nord-Ovest si rileva una lieve prevalenza delle imprese distrettuali (39,5%) rispetto a quelle non distrettuali (38%). Le regioni del Centro e del Mezzogiorno mostrano una presenza più contenuta, con una distribuzione abbastanza simile tra imprese distrettuali e non distrettuali: la quota complessiva di imprese localizzate nel Centro e nel Mezzogiorno è pari al 29,7% tra le distrettuali e al 31,5% tra le altre.

Questa articolazione dettagliata per dimensione, settore, età e area geografica consente di comprendere come le imprese distrettuali, caratterizzate da uno specifico mix di specializzazione produttiva e maggiore dimensione media, presentino profili strutturali diversi rispetto alle imprese non distrettuali, dove sono presenti più microimprese. Come abbiamo visto, le realtà distrettuali nel nostro campione risultano sovrarappresentate in comparti come il sistema moda e il sistema casa, tradizionalmente esposti alla crescente concorrenza di paesi a basso costo del lavoro. Nel prosieguo dell'analisi indagheremo se questa forte pressione internazionale possa aver inciso

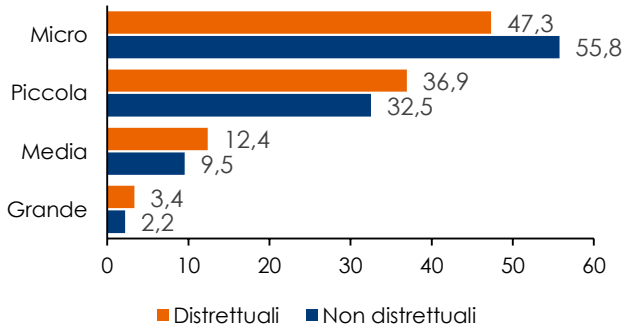
[14] La classificazione settoriale prevede le seguenti aggregazioni di codici Ateco a due cifre:
- la filiera dei metalli raggruppa le imprese della metallurgia (24) e della fabbricazione di prodotti in metallo (25) con l'eccezione dei prodotti in metallo per la casa (257);
- la meccanica, oltre ai macchinari (28,) comprende le imprese impegnate nella fabbricazione di computer e prodotti di elettronica (26), apparecchiature elettriche (27, elettrodomestici esclusi), nonché quelle che operano nella riparazione, manutenzione e installazione di macchine (33);
- il sistema moda include le imprese del settore tessile (13), della confezione di articoli di abbigliamento (14) e dell'industria delle pelli e delle calzature (15);
- l'aggregato intermedi raggruppa le imprese dell'industria del legno (16), della carta e della stampa (17), dell'industria chimica (20) e della fabbricazione di articoli in gomma e materie plastiche (22);
- il sistema casa raccoglie le imprese attive nella lavorazione di minerali non metalliferi (23), di mobili (31), nella fabbricazione dei prodotti in metallo per la casa (257) e negli elettrodomestici (275);
- l'alimentare include le imprese del settore alimentare (10) e dell'industria delle bevande (11);
- i mezzi di trasporto comprendono le imprese che operano nella fabbricazione di autoveicoli e motoveicoli (29), oltre a quelle attive nella cantieristica e nella produzione di altri mezzi di trasporto (30).

[15] La classificazione per coorti di età è definita come segue e in base agli anni di operatività nel periodo 2011-13:
- impresa storica se nata prima del 1970;
- impresa matura se nata tra il 1970 e il 1979;
- impresa adulta se nata tra il 1980 e il 1989;
- impresa giovane se nata tra il 1990 e il 1999;
- start-up se nata dopo il 1999.

negativamente sui tassi di sopravvivenza di lungo periodo delle imprese distrettuali, attenuando in parte i benefici derivanti dal supporto territoriale.

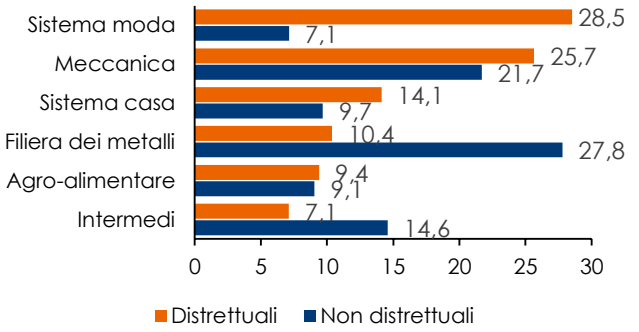
Tali differenze implicano un rischio di selezione iniziale: confrontare direttamente le dinamiche di sopravvivenza tra distretti e non distretti potrebbe riflettere non solo l'effetto distretto, ma anche le diverse caratteristiche strutturali di base delle imprese[16].

Fig. 1 – Composizione del campione per classi dimensionali: confronto tra imprese distrettuali e restanti imprese (%)



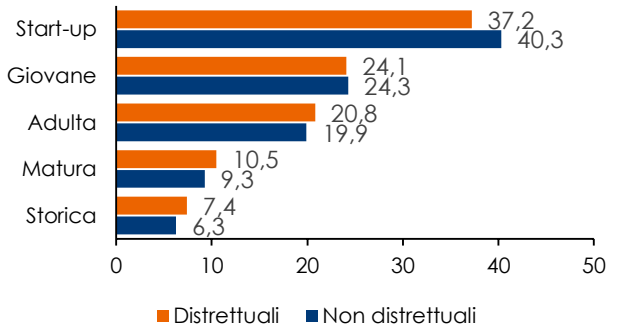
Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Fig. 2 – Composizione del campione per aggregati settoriali: confronto tra imprese distrettuali e restanti imprese (%):



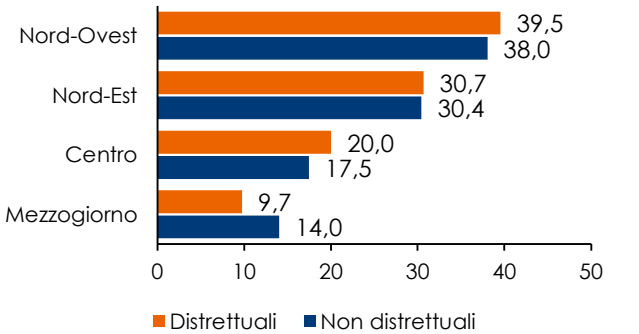
Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Fig. 3 – Composizione del campione per classi di età: confronto tra imprese distrettuali e restanti imprese (%)



Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Fig. 4 – Composizione del campione per ripartizione geografica: confronto tra imprese distrettuali e restanti imprese (%)



Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Nel complesso, il 76,4% delle imprese manifatturiere italiane attive nel triennio 2011-2013 risultano ancora operative al 2023, mentre il 3,3% è stato assorbito da altre entità tramite operazioni di fusione e il restante 20,3% ha cessato l'attività (tab. 1). Tuttavia, la capacità di resistere alle trasformazioni economiche appare estremamente diversificata sia per dimensione aziendale sia per settore di appartenenza. A livello dimensionale, le grandi imprese vantano un tasso di sopravvivenza dell'87,5%, percentuale che scende al 78,5% per le piccole e al 73,6% per le microimprese, le quali registrano il più elevato tasso di liquidazione (24%). La maggiore resilienza delle grandi imprese è coerente con l'ipotesi che economie di scala, un miglior posizionamento

[16] Nel prosieguo del lavoro adotteremo il Propensity Score Matching basato sulle variabili chiave (dimensione aziendale, settore di appartenenza, classe di età e area geografica) per bilanciare le due coorti (distrettuale e non distrettuale) e isolare più accuratamente l'impatto dell'appartenenza a un distretto industriale sulla probabilità di sopravvivenza nel tempo. In tal modo, otterremo stime più robuste e meno distorte dalle differenze preesistenti nel campione. L'obiettivo è cogliere le interazioni tra questi fattori, da un lato, e le variabili strategico-competitive e di bilancio, dall'altro, e comprendere in che misura contribuiscano a determinare la probabilità di restare attive.

strategico e una maggiore patrimonializzazione ne rafforzino la capacità di resistere agli shock esterni.

Analizzando gli aggregati settoriali (tab. 2), il quadro appare più articolato: comparti come i beni intermedi (79,8%) e filiera dei metalli (79,2%) mostrano tassi di sopravvivenza più elevati. Seguono l'alimentare con il 79% e la meccanica, che si attesta al 78,5%, mentre i mezzi di trasporto scendono al 74%. Le performance peggiori spettano al sistema casa (73,7%) e soprattutto al sistema moda (66,7%), quest'ultimo con il 31% di cessazioni, un dato che conferma come la pressione derivante dalla concorrenza internazionale di produzioni a basso costo del lavoro abbia colpito più duramente questo settore.

La longevità delle imprese aumenta inoltre con l'età aziendale (tab. 3). La classificazione per coorti di età, costruita in base all'anno di fondazione al 2011, mostra infatti che le imprese mature registrano il tasso di sopravvivenza più elevato (82,6%), seguite dalle adulte con l'82,1% e dalle storiche con l'80,7%. Le imprese giovani raggiungono il 79,9 %, mentre le start-up, pur contribuendo a un sistema produttivo vivace e innovativo, tendono anche ad essere maggiormente esposte al rischio di uscita dal mercato rispetto alle altre imprese: solo il 69,1% è ancora attivo nel 2023, mentre il 27,5% risulta già cessato. Questa maggiore fragilità è verosimilmente legata alla bassa patrimonializzazione e alla minore stabilità finanziaria che caratterizzano le imprese nei primi anni di attività.

Sul versante geografico (tab. 4), Nord-Est e Nord-Ovest evidenziano rispettivamente tassi di sopravvivenza del 78,5% e del 78,2%, mentre Centro (72,5%) e Mezzogiorno (71,8%) presentano valori più contenuti. Questo vantaggio non sembra spiegarsi unicamente con una maggiore ricchezza regionale, ma può riflettere anche la presenza di sistemi di supporto più articolati, infrastrutture logistiche più avanzate e una più ampia interazione con centri di ricerca e università. Tali elementi risultano presenti anche nel Centro e nel Mezzogiorno, seppure con minore diffusione, e potrebbero contribuire a spiegare parte della differenza osservata nei tassi di sopravvivenza. A ciò si aggiunge la dimensione mediamente più contenuta delle imprese, soprattutto nel Mezzogiorno, che rappresenta un ulteriore fattore di vulnerabilità.

Tab. 1 - Situazione aziendale nel 2023 delle imprese operative nel 2011-13 per classi dimensionali (%)

	Attiva	Fusione	Liquidazione o scioglimento
Grande	87,5	5,3	7,2
Media	81,4	5,7	12,8
Piccola	78,5	3,8	17,6
Micro	73,6	2,5	24,0
Totale	**76,4**	**3,3**	**20,3**

Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Tab. 2. - Situazione aziendale nel 2023 delle imprese operative nel 2011-13 per aggregati settoriali (%)

	Attiva	Fusione	Liquidazione o scioglimento
Intermedi	79,8	3,3	16,8
Filiera dei metalli	79,2	2,8	18,0
Agro-alimentare	79,0	3,2	17,9
Meccanica	78,5	4,5	17,1
Mezzi di trasporto	74,0	5,4	20,6
Sistema casa	73,7	3,1	23,3
Sistema moda	66,7	2,3	31,0
Totale	**76,4**	**3,3**	**20,3**

Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Tab. 3 - Situazione aziendale nel 2023 delle imprese operative nel 2011-13 per classi di età (%)

	Attiva	Fusione	Liquidazione o scioglimento
Matura	82,6	3,0	14,4
Adulta	82,1	3,4	14,5
Storica	80,7	3,1	16,2
Giovane	79,9	3,4	16,7
Start-up	69,1	3,4	27,5
Totale	**76,4**	**3,3**	**20,3**

Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Tab. 4 - Situazione aziendale nel 2023 delle imprese operative nel 2011-13 per area geografica (%)

	Attiva	Fusione	Liquidazione o scioglimento
Nord-Est	78,5	4,0	17,5
Nord-Ovest	78,2	3,5	18,3
Centro	72,5	2,7	24,8
Mezzogiorno	71,8	2,1	26,1
Totale	**76,4**	**3,3**	**20,3**

Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

La tabella 5 mette a confronto la situazione aziendale al 2023 delle imprese attive nel triennio 2011-2013, distinguendo tra distrettuali e non distrettuali. Quando si considerano i due gruppi separatamente, emergono differenze seppur contenute. Le imprese non distrettuali mostrano un tasso di sopravvivenza leggermente superiore, pari al 76,7%, rispetto al 75,5% delle imprese localizzate nei distretti. Questa differenza di poco più di un punto percentuale si riflette anche nel tasso di liquidazione, che sale dal 20% per le non distrettuali al 21,1% per le distrettuali. Le fusioni, invece, avvengono con frequenza simile (rispettivamente 3,3% e 3,4%).

Queste differenze limitate suggeriscono che, malgrado i potenziali vantaggi derivanti dall'appartenenza a una rete locale e dalla maggiore presenza di medie e grandi imprese, la forte concentrazione dei distretti in settori come moda e casa, particolarmente esposti alla concorrenza internazionale, può aver contribuito ad attenuare tali benefici. Per chiarire se l'effetto distretto rifletta davvero un vantaggio di localizzazione o sia invece determinato da differenze di composizione tra i due gruppi, nelle sezioni successive confronteremo queste evidenze con i risultati di un'analisi econometrica condotta su un campione bilanciato, così da isolare più accuratamente l'impatto dell'appartenenza a un distretto industriale sulla probabilità di sopravvivenza.

Tab. 5 - Situazione aziendale nel 2023 delle imprese operative nel 2011-13: confronto tra imprese distrettuali e non distrettuali (%)

	Attiva	Fusione	Liquidazione o scioglimento
Non distrettuali	76,7	3,3	20,0
Distrettuali	75,5	3,4	21,1
Totale	76,4	3,3	20,3

Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

4. Determinanti della sopravvivenza e della longevità aziendale

Per individuare i fattori determinanti della sopravvivenza aziendale, si considerano esclusivamente le leve strategiche di cui è possibile accertare la presenza già nel periodo 2011-2013, in modo da garantire la corretta interpretazione della loro influenza sulla probabilità di sopravvivenza delle imprese. L'unica eccezione riguarda le energie rinnovabili, per le quali le informazioni pubblicate sul portale GSE sono disponibili a partire dal 2014. Tuttavia, trattandosi prevalentemente di impianti incentivati attraverso il Conto Energia, chiuso il 6 luglio 2013 al raggiungimento della quota massima di energia incentivabile, vi è un'alta probabilità che la variabile dummy catturi la presenza di un impianto già attivo nel periodo 2011-2013.

La trattazione si articola in due momenti: prima esaminiamo la diffusione delle principali variabili strategiche (brevetti, marchi, sostenibilità energetica e governance) con una scomposizione per classe dimensionale, settore e coorte di età, e confrontando infine imprese distrettuali e non distrettuali. Successivamente, passeremo in rassegna i risultati di bilancio, seguendo lo stesso schema di lettura.

4.1 La diffusione delle leve strategiche

La diffusione dei marchi evidenzia un chiaro effetto dimensionale (fig. 5): solo lo 0,8% delle microimprese deteneva almeno un marchio nel triennio 2011-2013, quota che cresce al 5,2% tra le piccole, al 20,2% tra le medie e al 41,7% tra le grandi, per una media complessiva del 5,3%. Analogamente, il possesso di brevetti parte dall'1,8% per le microimprese e raggiunge il 40,1% tra le grandi (media 6,6%), a conferma di come la capacità di innovare sia fortemente correlata alla scala d'impresa. Per quanto riguarda la governance, la quota di consigli composti esclusivamente da over 65 è più alta nelle piccole (9,5%) e microimprese (8,2%) rispetto alle grandi (3,4%), mentre l'incidenza di board con almeno un under 40 oscilla tra il 31% per le piccole e il 35,1% per le grandi (media 32,3%), suggerendo come le realtà più strutturate mostrino una

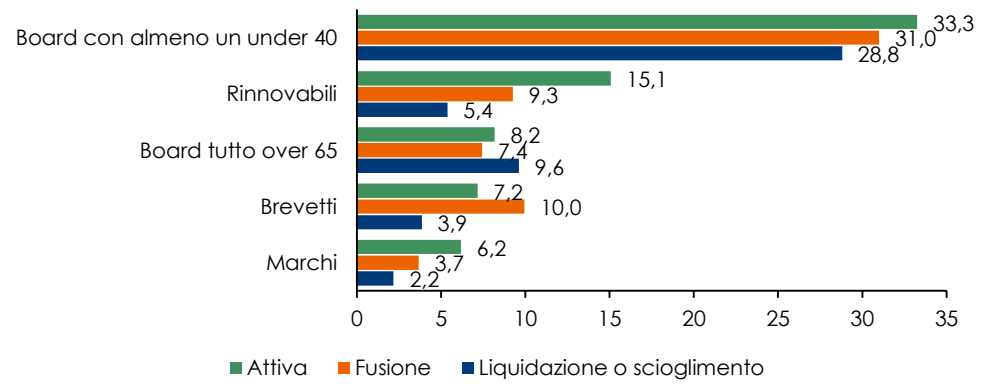
maggiore capacità di accompagnare il ricambio generazionale, risultando anche più efficaci nell'attrarre e trattenere manager più giovani. È opportuno, tuttavia, considerare che le imprese di maggiori dimensioni presentano in genere consigli più numerosi, circostanza che può aumentare la probabilità di includere almeno un componente under 40 e influenzare parzialmente il confronto tra classi dimensionali. Infine, gli investimenti in energie rinnovabili coinvolgevano il 29,2% delle grandi e il 22,8% delle medie (contro l'8,1% delle micro), con una media del 12,9 %, indicando una maggiore capacità finanziaria delle imprese più strutturate di intraprendere strategie di sostenibilità energetica.

Spostandoci sugli aggregati settoriali, la diffusione di marchi è massima nell'alimentare (9%), seguito da sistema moda (8,4%) e mezzi di trasporto (8,3%), mentre è minima nella filiera dei metalli (1,5%) e negli intermedi (4,1%), dove verosimilmente riveste un ruolo meno rilevante. La percentuale di brevetti è più elevata nella meccanica (13,6%) e nei mezzi di trasporto (13,3%), a fronte di valori compresi tra l'1 e il 3 % per alimentare e sistema moda. La presenza di consigli composti esclusivamente da membri over 65 è più diffusa nel sistema casa (9,5%) e negli intermedi (9%), mentre la quota di board con almeno un under 40 raggiunge il 34,1% nella filiera dei metalli e si attesta intorno al 33% anche nell'alimentare e nei mezzi di trasporto. Sul fronte della sostenibilità, l'alimentare guida con il 16,7% di imprese dotate di impianti rinnovabili, probabilmente grazie alla possibilità di sfruttare ampie superfici agricole per l'installazione di impianti fotovoltaici, seguito da intermedi (15,2%) e filiera metalli (13,5%). Si tratta di comparti caratterizzati da una maggiore intensità energetica, nei quali oltre al fotovoltaico risultano rilevanti anche altre tecnologie, come gli impianti a biomassa nel caso dell'alimentare.

Anche in relazione all'anzianità aziendale le differenze risultano marcate. Le imprese storiche presentano la più alta diffusione di marchi (11,8%) e brevetti (10,1%), ma anche il tasso più elevato di consigli composti interamente da membri over 65 (12,9%). La coorte delle mature registra il picco di governance over 65 (14,3%), mentre le start up si distinguono per la maggiore presenza di under 40 (39,3%), pur mostrando ancora valori contenuti di marchi (2,8%) e brevetti (4,3%). Gli investimenti in rinnovabili toccano il 16,7% nelle imprese mature, segno di un percorso di sostenibilità consolidatosi nel tempo nelle realtà più strutturate.

Quando si esamina la situazione aziendale al 2023, le imprese ancora attive fanno registrare una diffusione di marchi del 6,2% (nel 2011-2013), contro il 2,2% delle liquidate; una presenza di brevetti del 7,2% (3,9% tra le cessate) e una quota di impianti da energie rinnovabili del 15,1% (5,4% tra le cessate). I consigli con almeno un under 40 sono presenti nel 33,3% delle imprese sopravvissute, rispetto al 28,8% di quelle chiuse. Le imprese interessate da operazioni di fusione mostrano valori intermedi su tutte le variabili considerate.

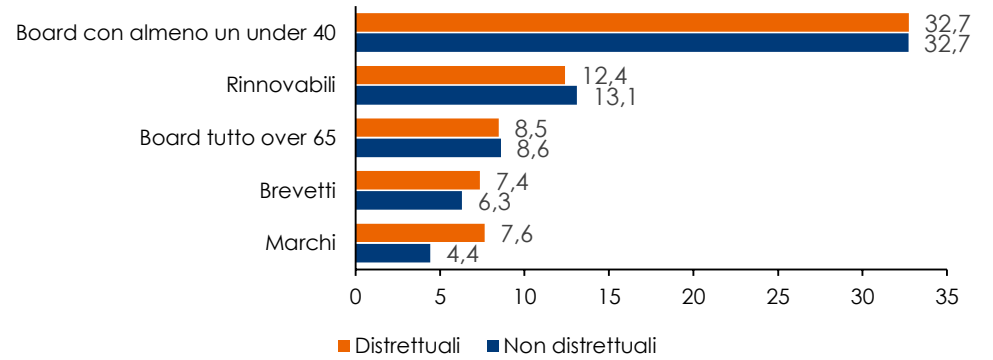
Fig. 5 - Diffusione delle variabili strategiche nel 2011-2013 per situazione aziendale nel 2021-23 (%)



Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Infine, il confronto tra imprese distrettuali e non distrettuali (fig. 6) rivela che, nel periodo 2011-2013, il 7,6% delle prime deteneva marchi (contro 4,4% delle seconde) e il 7,4% aveva registrato brevetti (6,3%). La presenza di under 40 nei board è sostanzialmente identica (32,7% in entrambi i gruppi), mentre gli investimenti in rinnovabili risultano lievemente maggiori tra le non distrettuali (13,1% rispetto a 12,4%). Questo quadro preliminare suggerisce che nei distretti si osserva una maggiore accumulazione di asset intangibili (marchi e brevetti), ma non necessariamente una più ampia adozione di strategie di sostenibilità energetica, forse per via della composizione settoriale più sbilanciata verso il sistema moda e il sistema casa.

Fig. 6 - Diffusione delle variabili strategiche nel 2011-13: confronto tra imprese distrettuali e restanti imprese (%)



Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

4.2 Profili economico finanziari delle imprese: evidenze dai bilanci

In questo paragrafo si esaminano i principali indicatori economico-finanziari, verificando come redditività, patrimonializzazione e liquidità abbiano contribuito a modellare i percorsi di sopravvivenza delle imprese manifatturiere italiane.

L'analisi delle principali variabili di bilancio nel triennio 2011-2013 (tab. 6) conferma come una solida struttura economico-finanziaria sia alla base della capacità di sopravvivenza aziendale. Le imprese ancora attive nel 2023 hanno mostrato, tra il 2011 e il 2013, una dinamica del fatturato più favorevole: hanno infatti limitato la contrazione al -1,4%, rispetto al -16,1% registrato dalle imprese poi entrate in liquidazione e al -2,4% di quelle coinvolte in operazioni di fusione. Il margine operativo lordo in percentuale del fatturato si attesta su livelli più elevati nelle imprese sopravvissute (8,4% nel 2011 e nel 2013), mentre risulta sensibilmente inferiore nelle aziende cessate (6,3% nel 2011 e 5,4% nel 2013) e intermedio in quelle oggetto di fusione (7,2% e 6,8%). Il confronto dei livelli mediani evidenzia quindi come le imprese destinate alla liquidazione presentassero già all'inizio del periodo una marginalità strutturalmente più debole. Analogamente, il rapporto tra patrimonio netto e totale attivo mostra valori più solidi nelle imprese sopravvissute (23% nel 2011 e 24,7% nel 2013), mentre è decisamente più contenuto nelle imprese liquidate (11,9% e 9,8%) e in linea con le attive nelle imprese oggetto di fusione (23,4% e 25%). Anche in questo caso, le imprese cessate partono da livelli di patrimonializzazione significativamente inferiori, indicativi di una minore capacità di assorbire shock. Un quadro simile emerge per la liquidità in percentuale dell'attivo: le imprese attive mostrano valori più elevati (3% nel 2011 e 3,2% nel 2013) rispetto a quelle liquidate (1,6% e 1,4%) e a quelle fuse (2,4% e 2,3%). Dal punto di vista della redditività, il ROE mediano delle imprese attive si attesta al 12,3% nel 2013 (-3,4% rispetto al 2011), mentre precipita al 3,8% per le imprese liquidate (-7,3%) e si riduce a 10,3% in quelle oggetto fusione (-4,7%).

Questi risultati suggeriscono che una gestione economico-finanziaria solida, in grado di contenere il deterioramento dei margini e rafforzare la struttura patrimoniale, sembra

rappresentare un elemento cruciale per la sopravvivenza aziendale. In termini descrittivi, le imprese ancora attive già nel 2011-2013 presentavano livelli più elevati di patrimonializzazione, liquidità e redditività, mentre quelle poi uscite dal mercato mostravano indicatori economico-patrimoniali più deboli e in peggioramento nel triennio considerato. Si tratta di evidenze aggregate che indicano condizioni iniziali più favorevoli nelle imprese sopravvissute, senza implicare di per sé un nesso causale. Per valutare se tali differenze siano effettivamente associate alla probabilità di sopravvivenza, e in quale misura rispetto ad altre covariate rilevanti, la verifica sarà condotta attraverso l'analisi econometrica illustrata nei paragrafi successivi.

Tab. 6 - Principali variabili di bilancio nel 2011-2013: confronto per situazione aziendale nel 2021-23

	Attiva	Liquidazione o scioglimento	Fusione
Variazione del fatturato 2013 vs. 2011 (%, mediana)	-1,4	-16,1	-2,4
Margine operativo lordo su fatturato 2011 (%, mediana)	8,4	6,3	7,2
Margine operativo lordo su fatturato 2013 (%, mediana)	8,4	5,4	6,8
Variazione del Margine operativo lordo su fatturato 2013 vs. 2011 (%, mediana)	0,0	-0,9	-0,5
Patrimonio netto su totale attivo 2011 (%, mediana)	23,0	11,9	23,4
Patrimonio netto su totale attivo 2013 (%, mediana)	24,7	9,8	25,0
Variazione del Patrimonio netto su totale attivo 2013 vs. 2011 (%, mediana)	1,7	-2,0	1,6
Disponibilità liquide su totale attivo 2011 (%, mediana)	3,0	1,6	2,4
Disponibilità liquide su totale attivo 2013 (%, mediana)	3,2	1,4	2,3
Variazione delle disponibilità liquide su totale attivo 2013 vs. 2011 (%, mediana)	0,2	-0,2	-0,1
ROE 2011 (%, mediana)	15,6	11,2	15,0
ROE 2013 (%, mediana)	12,3	3,8	10,3
Var. % del ROE 2013 vs. 2011	-3,4	-7,3	-4,7
ROTA 2013 (%, mediana)	1,1	1,0	1,1
Integrazione verticale 2013 (%, mediana)	30,8	27,7	29,1

Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

Nel confronto tra imprese distrettuali e non distrettuali (tab. 7), emergono differenze complessivamente contenute. Le distrettuali registrano una contrazione del fatturato meno marcata (-3,2% rispetto a -5,8%). Per le altre variabili, il confronto dei livelli mediani evidenzia scostamenti di entità limitata: i margini operativi risultano leggermente inferiori nelle imprese distrettuali (7,3% nel 2011 e 7,1% nel 2013, contro 8,2% e 8,0% nelle restanti imprese), mentre la patrimonializzazione mostra valori lievemente più elevati nelle distrettuali (20,9% e 21,9% rispetto a 20,2% e 20,9%). Anche la liquidità presenta livelli simili, con una mediana pari al 2,7-2,8% nelle distrettuali e al 2,6% nelle altre imprese. La redditività, misurata dal ROE, si colloca su valori prossimi nei due gruppi (11% per le distrettuali e 10,7% per le non distrettuali nel 2013), a conferma di una struttura economico-finanziaria complessivamente comparabile.

Tab. 7 - Principali variabili di bilancio nel 2011-2013: confronto tra imprese distrettuali e restanti imprese

	Imprese distrettuali	Restanti imprese
Variazione del fatturato 2013 vs. 2011 (%, mediana)	-3,2	-5,8
Margine operativo lordo su fatturato 2011 (%, mediana)	7,3	8,2
Margine operativo lordo su fatturato 2013 (%, mediana)	7,1	8,0
Variazione del Margine operativo lordo su fatturato 2013 vs. 2011 (%, mediana)	-0,1	-0,1
Patrimonio netto su totale attivo 2011 (%, mediana)	20,9	20,2
Patrimonio netto su totale attivo 2013 (%, mediana)	21,9	20,9
Variazione del Patrimonio netto su totale attivo 2013 vs. 2011 (%, mediana)	1,1	0,8
Disponibilità liquide su totale attivo 2011 (%, mediana)	2,7	2,6
Disponibilità liquide su totale attivo 2013 (%, mediana)	2,8	2,6
Variazione delle disponibilità liquide su totale attivo 2013 vs. 2011 (%, mediana)	0,1	0,0
ROE 2011 (%, mediana)	14,5	15,0
ROE 2013 (%, mediana)	11,0	10,7
Var. % del ROE 2013 vs. 2011	-3,5	-4,3
ROTA 2013 (%, mediana)	115,2	108,4
Integrazione verticale 2013 (%, mediana)	27,1	31,4

Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID

In sintesi, le imprese ancora attive mostrano mediane di variazione del fatturato e dei margini unitari nettamente superiori rispetto a quelle delle aziende cessate, accompagnate da una migliore patrimonializzazione e una più solida posizione di liquidità. Nel confronto tra imprese distrettuali e non distrettuali, le differenze risultano invece contenute: le distrettuali, nonostante l'esposizione a settori più impattati dalla concorrenza di Paesi a basso costo del lavoro, evidenziano un minor calo del fatturato e livelli leggermente più elevati di patrimonializzazione e liquidità, pur all'interno di un quadro strutturale complessivamente simile.

5. Analisi causale dell'effetto distretto sulla sopravvivenza d'impresa

Per rafforzare i risultati ottenuti, abbiamo integrato l'analisi descrittiva con un approfondimento finalizzato a identificare in modo più rigoroso i principali fattori che influenzano la probabilità di sopravvivenza di un'impresa. Mentre l'analisi descrittiva mette in luce analogie e differenze aggregate tra gruppi di imprese, l'approccio econometrico consente di quantificare l'impatto specifico di ciascuna variabile, isolandone l'effetto al netto di eventuali influenze simultanee di altri fattori[17].

L'analisi è stata articolata in due fasi successive: nella prima abbiamo stimato un modello probit con variabile dipendente binaria (1 per le imprese attive, 0 per le cessate) sul campione originario di circa 71 mila unità (escluse le imprese interessate da fusioni), includendo indicatori di bilancio (patrimonio netto su totale attivo, margine operativo lordo su fatturato, liquidità su attivo, ROE, ROTA), variabili strategiche (brevetti, marchi, investimenti in energie rinnovabili, composizione per età del board), dummy strutturali (classi dimensionali, aggregati settoriali, coorti di età, aree geografiche) e la dummy di appartenenza a un distretto industriale. Questa stima fornisce un quadro generale degli effetti medi di ciascun fattore sulla probabilità di restare operative, ma il coefficiente associato all'appartenenza al distretto industriale rischia di catturare anche i bias dovuti alla diversa distribuzione settoriale, dimensionale, territoriale e anagrafica tra imprese distrettuali e non distrettuali. Questa prima stima costituisce quindi un punto di partenza utile, ma richiede un affinamento metodologico per isolare in modo più accurato l'effetto dell'appartenenza al distretto. Le procedure adottate per ridurre tali distorsioni e ottenere una valutazione più affidabile sono illustrate nel prosieguo dell'analisi.

5.1 Stime preliminari sul campione originario

Le stime probit condotte con il modello completo che include variabili strategiche, indicatori di bilancio e dummy strutturali sull'intero campione di circa 71 mila imprese, escluse quelle oggetto di fusione, evidenziano una buona capacità predittiva (80,7% di casi correttamente classificati). Il coefficiente della variabile distretto è pari a 0,0266, mentre l'impatto sulla probabilità di sopravvivenza è dato dall'effetto marginale medio, che è di +0,0069, con un livello di significatività del 10%: in termini semplici, l'appartenenza a un distretto industriale è associata a un incremento inferiore a un punto percentuale nella probabilità di restare operative fino al 2023 (tab. 8).

Le variabili strategiche confermano il loro peso sulle probabilità di sopravvivenza: la detenzione di almeno un marchio nel 2013 è associata a un effetto marginale di +0,078 (livello di significatività dell'1%), mentre un investimento in energie rinnovabili porta a un guadagno di +0,098 (1%). La presenza di almeno un consigliere under 40 aumenta la probabilità di +0,035 (1%), contrapposta

[17] Per la parte econometrica si è fatto riferimento a diversi manuali. In particolare, per la sua completezza e per l'ampia trattazione dei modelli non lineari, dei metodi di selezione e delle tecniche di valutazione causale, si cita Wooldridge J. M. (2010), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press. Altri testi consultati per approfondimenti specifici sono: Lucchetti R. (2026), Basic Econometrics, Università Politecnica delle Marche, e Cottrell A. e Lucchetti R. (2026), Gretl User's Guide, Wake Forest University e Università Politecnica delle Marche.
Per una trattazione sistematica dei fondamenti dell'econometria, si veda anche Johnston J. (2016), Econometrica, Franco Angeli, Milano, ISBN 978-8820478209.

a un board tutto over 65 che la riduce di -0,036 (1%). Al contrario, i brevetti mostrano un effetto positivo ma non sempre significativo in questa specificazione.

Tra le variabili di bilancio, emergono con chiarezza il ruolo cruciale della redditività e della solidità patrimoniale. Il margine operativo lordo su fatturato nel 2013 presenta un effetto marginale di +0,22, il che significa che, a parità di tutte le altre condizioni, un aumento di un punto percentuale di questa covariata si traduce in un incremento di circa 22 punti percentuali nella probabilità che un'impresa resti operativa al 2023. Si tratta di un impatto particolarmente rilevante, ma se si considera che la mediana del margine operativo lordo nel campione si colloca intorno al 6-8% è ragionevole che anche piccole variazioni assolute in questo indicatore possano produrre benefici molto consistenti sulla sopravvivenza aziendale. Analogamente, il rapporto tra patrimonio netto e totale attivo esercita un'influenza significativa: un punto percentuale in più di patrimonializzazione aumenta la probabilità di sopravvivenza di circa 21 punti percentuali. Questa misura riassume la capacità di un'impresa di assorbire perdite e finanziare investimenti senza ricorrere eccessivamente all'indebitamento, confermando che una solida base patrimoniale costituisce un fondamentale cuscinetto di protezione nei confronti degli shock esterni. Anche le disponibilità liquide su totale attivo, pur mostrando un effetto marginale leggermente più contenuto (+0,17), si rivelano importanti per la resilienza aziendale: un aumento di un punto percentuale nella liquidità disponibile è associato a un incremento di circa 17 punti percentuali di probabilità di restare operative, segnalando che la capacità di far fronte a esigenze finanziarie improvvise o di mantenere equilibri di cassa supporta significativamente la continuità di impresa.

Le dummy dimensionali mostrano chiaramente come la probabilità di sopravvivenza sia influenzata dalla dimensione aziendale: rispetto alle grandi imprese, le medie registrano una riduzione di probabilità di -0,066, le piccole di -0,080 e le microimprese di -0,100 punti percentuali, a parità di tutte le altre variabili. Questo andamento conferma che le realtà di dimensioni più contenute sono più esposte ai rischi, a testimonianza del vantaggio protettivo offerto dalle economie di scala o dall'organizzazione aziendale nelle fasi di crisi.

A livello settoriale, tutti gli effetti fissi sono significativi: rispetto al settore di riferimento (la meccanica), il sistema moda mostra l'impatto negativo più forte (-0,099), seguito dal sistema casa (-0,082), confermando la maggiore fragilità già emersa nella precedente analisi descrittiva. Al contrario, i comparti dei beni intermedi, la filiera dei metalli e l'alimentare vantano un aumento di probabilità di sopravvivenza rispettivamente di +0,032, +0,030 e +0,022. Sul piano geografico, le imprese del Centro e del Mezzogiorno mostrano un chiaro svantaggio (rispettivamente -0,025 e -0,043) in termini di probabilità di rimanere attive rispetto al Nord-Est. Infine, anche l'anzianità aziendale incide in modo rilevante: rispetto alle imprese giovani, le start-up perdono circa -0,081 di probabilità di restare attive, mentre le imprese adulte e mature godono di un vantaggio rispettivamente di +0,018 e +0,037.

Per mettere a fuoco il solo effetto distretto, abbiamo stimato un secondo modello probit privo delle variabili di bilancio, mantenendo soltanto le variabili strategiche (misure di innovazione e branding, investimenti in sostenibilità e composizione del board), le dummy dimensionali, settoriali, geografiche e per coorti di età e la dummy che cattura la collocazione dell'impresa all'interno del distretto. In questa specificazione ridotta, l'effetto marginale associato all'appartenenza al distretto sale a +0,0082, ossia circa 0,8 punti percentuali in più di probabilità di sopravvivenza, a parità delle altre covariate incluse nel modello. Tuttavia, va sottolineato che escludendo i controlli di bilancio si rischia di incorrere nella distorsione delle stime da variabili omesse, poiché alcune delle differenze attribuite al distretto potrebbero derivare da disomogeneità nella redditività o nella struttura patrimoniale. Per questo motivo, nei paragrafi successivi confronteremo questi risultati con quelli ottenuti su un campione ristretto e bilanciato

tramite PSM, consentendo una stima più robusta e vicina a una corretta interpretazione causale[18].

Tab. 8 – Effetti marginali dei fattori che influenzano la sopravvivenza delle imprese nel 2023: stime dei modelli probit sul campione completo

	Probit 1	Probit 2
Distretto	0,0069*	0,0082**
Brevetti	0,0085	0,0113*
Marchi	0,0785***	0,0893***
Rinnovabili	0,0984***	0,1141***
Board con almeno un under 40	0,0349***	0,0356***
Board tutto over 65	-0,0359***	−0,0354***
Margine operativo lordo su fatturato	0,2209***	
Patrimonio netto su totale attivo	0,2138***	
Disponibilità liquide su fatturato	0,1667***	
ROE	0,0003	
ROTA	0,0162*	
Effetti fissi dimensionali	Inclusi	Inclusi
Effetti fissi settoriali	Inclusi	Inclusi
Effetti fissi per zona geografica	Inclusi	Inclusi
Effetti fissi per coorte di età	Inclusi	Inclusi
Media della variabile dipendente	0,7936	0,7936
Numero dei casi previsti correttamente	80,7%	79,3%
Test del rapporto di verosimiglianza Chi-quadro (28)	8.420 (<0,01)	4.261 (<0,01)

Nota: i simboli di significatività sono *** per il livello dell'1%, ** per il 5% e * per il 10%. La tabella mostra gli effetti marginali di ciascuna variabile indipendente, ossia la variazione nella probabilità che la variabile dipendente binaria assuma valore 1, associata a un incremento unitario del regressore stimato, mantenendo costanti gli altri regressori. La variabile dipendente esclude le imprese sottoposte a fusione. Tutte le variabili indipendenti si riferiscono al 2013, ad eccezione dei dati relativi alle energie rinnovabili, disponibili a partire dal 2014.
Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID.

In sintesi, queste stime preliminari sul campione intero confermano quanto emerso dall'analisi descrittiva. Le imprese di dimensioni maggiori, con una gestione finanziaria solida, caratterizzata da una buona redditività operativa, una struttura patrimoniale robusta, nonché adeguate disponibilità liquide e un posizionamento strategico efficace, supportato da un profilo manageriale più giovane, mostrano probabilità di sopravvivenza significativamente superiori. Al contrario, le realtà più vulnerabili, in particolare le imprese più giovani e di dimensioni ridotte e attive in settori sottoposti a forte pressione competitiva internazionale, come il sistema moda, evidenziano un rischio di uscita dal mercato più elevato.

5.2 Bilanciamento del campione: covariate post-trattamento a confronto

Per affrontare le distorsioni evidenziate nella stima preliminare e rendere più affidabile la valutazione dell'effetto distretto, abbiamo introdotto una procedura di Propensity Score Matching. In primo luogo, il campione è stato ristretto alle sole imprese ancora operative nel 2023 o cessate per liquidazione o scioglimento, escludendo quelle coinvolte in fusioni. Questa scelta consente di concentrarsi esclusivamente sulle dinamiche di sopravvivenza, rimuovendo le operazioni societarie di natura straordinaria che avrebbero potuto confondere ulteriormente l'analisi.

[18] La stima senza variabili di bilancio non è proposta come modello alternativo, ma come semplice verifica aggiuntiva. Poiché queste variabili sono correlate sia con la sopravvivenza sia con la localizzazione nel distretto, la loro esclusione serve a controllare quanto l'effetto del distretto dipenda da esse. L'effetto marginale aumenta di pochissimo, indicando che il risultato non è guidato dalle variabili di bilancio. In generale, se l'esclusione di variabili importanti amplificasse l'effetto del distretto, ciò suggerirebbe una possibile distorsione delle stime dovuta all'omissione di informazioni rilevanti, mentre il fatto che l'effetto rimane pressoché invariato conferma invece la stabilità della stima.

Il propensity score è stato stimato tramite un modello probit che utilizza come regressori le principali covariate potenzialmente confondenti (dimensione, settore, coorte di età e area geografica), così da sintetizzare in un unico indicatore la probabilità stimata di trovarsi in un distretto, tenendo conto delle caratteristiche sopra elencate. Questo punteggio costituisce la base per la fase di abbinamento, nella quale ogni impresa distrettuale è stata associata alla controparte non distrettuale con score più vicino. Per garantire un accoppiamento sufficientemente accurato è stato applicato un caliper di 0,05[19], mentre un vincolo di corrispondenza esatta sul settore ha assicurato che le coppie abbinate appartenessero allo stesso aggregato settoriale. Questo passaggio è particolarmente rilevante, considerato il forte sbilanciamento settoriale del campione iniziale. L'applicazione del matching ha portato alla definizione di un nuovo indicatore, che vale 1 soltanto per gli elementi trattati che hanno trovato un abbinamento valido tra i controlli. Il risultato finale è un sottoinsieme di 17.439 imprese distrettuali abbinate ad altrettante imprese non distrettuali, per un totale di 34.878 osservazioni. Il gruppo così ottenuto mantiene la relazione con la variabile distrettuale, ma risulta sostanzialmente omogeneo rispetto a dimensione, settore, età e territorio.

La verifica del bilanciamento rappresenta un passaggio cruciale per valutare la qualità del matching. A tal fine, dopo il matching abbiamo confrontato per ciascuna covariata confondente le Standardized Mean Differences, che misurano, in unità di deviazione standard, la distanza media tra i gruppi di trattamento (distrettuali) e di controllo (non distrettuali) e sono generalmente considerate accettabili se inferiori a 0,20 in valore assoluto[20]. Nel campione originario alcune variabili settoriali presentavano SMD comprese tra 0,45 e 0,60, evidenziando uno sbilanciamento significativo tra imprese distrettuali e non distrettuali. Dopo il matching, la quasi totalità delle variabili mostra valori entro la soglia di 0,20, confermando l'efficacia della procedura nel ridurre i bias da covariate osservabili. Inoltre, grazie al matching settoriale esatto, sistema moda e filiera dei metalli, pur partendo da uno squilibrio iniziale molto marcato, raggiungono un bilanciamento quasi perfetto, con discrepanze significativamente ridotte rispetto alla situazione di partenza (SMD finali inferiori a 0,01).

Completata la fase di riequilibrio, è stato rieseguito il probit completo sul campione bilanciato, così da valutare in modo più affidabile l'effetto dell'appartenenza al distretto e delle altre variabili strategiche e di bilancio sulla probabilità di sopravvivenza. Il confronto tra queste stime e quelle ottenute sul campione intero permette di verificare se l'effetto distretto risulti più robusto una volta eliminate le principali differenze di composizione tra i gruppi, offrendo una valutazione più solida e meno influenzata dalle differenze strutturali iniziali.

[19] Il caliper definisce una soglia massima di distanza ammissibile fra i punteggi di propensity score di una coppia distrettuale (trattato) e non distrettuale (controllo). Impostare un caliper a 0,05 significa che un controllo viene abbinato a un distrettuale solo se la differenza fra i loro score non supera 0,05. Questo vincolo riduce il rischio di accoppiare unità troppo dissimili, aumentando la qualità del bilanciamento tra i gruppi.
Austin P. C. (2011), Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies, Pharmaceutical Statistics, 10(2), 150–161. In questo articolo, Austin suggerisce come regola generale un caliper pari a 0,20 volte la deviazione standard del propensity score; applicando tale criterio al nostro campione si otterrebbe un valore pari a 0,0326, leggermente inferiore alla soglia di 0,05 da noi utilizzata. Il buon bilanciamento ottenuto dopo il matching conferma comunque l'adeguatezza della scelta e la sua coerenza con le raccomandazioni metodologiche.

[20] Nel suo articolo "Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of Baseline Covariates Between Treatment Groups in Propensity-Score Matched Samples", Austin (2009) evidenzia che, nel contesto del propensity score matching, valori assoluti di SMD inferiori a 0,10 indicano un ottimo bilanciamento delle covariate, riducendo in modo soddisfacente il bias da variabili osservabili. La letteratura successiva (Stuart, 2010) conferma l'uso di queste soglie come criteri pratici per valutare l'efficacia del bilanciamento tra gruppi.

5.3 Risultati sul campione bilanciato: stima dell'effetto distretto

Una volta ottenuto il campione bilanciato, è stato rieseguito il probit per stimare la probabilità che un'impresa risultasse ancora operativa nel 2023. Il risultato più rilevante è costituito dal coefficiente relativo alla dummy distretto, che mostra un effetto marginale associato pari a +0,0808 (significativo all'1%), indicando che, a parità di indicatori di bilancio, variabili strategiche e caratteristiche dimensionali, settoriali, anagrafiche e territoriali, l'appartenenza a un distretto industriale accresce di circa 8 punti percentuali la probabilità di sopravvivenza dell'impresa (tab. 9). Rispetto alla stima sul campione intero, in cui l'effetto distretto era marginale (meno dell'1%) e significativo soltanto al 10%, emerge con chiarezza la rilevanza di questa variabile indipendente una volta eliminate le differenze di composizione tra gruppi. Il bilanciamento ha infatti ridotto il bias dovuto alla diversa distribuzione settoriale e dimensionale, consentendo di separare l'effetto del distretto da quello del settore di appartenenza.

Anche le altre variabili confermano, sul campione abbinato, i risultati già osservati, con effetti marginali altamente significativi per i marchi (+0,1176; 1%), gli investimenti in energie rinnovabili (+0,1151; 1%) e la presenza di almeno un amministratore under 40 nel board (+0,0412; 1%), mentre un board composto esclusivamente da over 65 riduce la probabilità di sopravvivenza (-0,0303; 1%).

A seguito del bilanciamento, la capacità previsionale complessiva del modello si riduce leggermente (intorno al 77%), rispetto al modello stimato sul campione intero (80,7%). Questo risultato, sebbene possa apparire controintuitivo, è coerente con la logica del matching: operando su un sottocampione più omogeneo, il modello dispone di una variabilità minore per distinguere tra imprese attive e non attive, mentre nel campione non bilanciato le forti eterogeneità strutturali contribuiscono a migliorare la classificazione.

Per quanto riguarda i dati di bilancio, il margine operativo lordo evidenzia un rilevante effetto marginale di +0,382: un punto percentuale addizionale di questo indicatore corrisponde a un incremento di oltre 38 punti percentuali nella probabilità di sopravvivenza. Il patrimonio netto su totale attivo conserva un ruolo strategico, con un effetto di +0,169. Anche il rapporto tra liquidità e attivo mostra un impatto significativo (+0,169), confermando che una solida posizione di cassa rappresenta un fattore chiave per fronteggiare shock finanziari o competitivi. Al contrario, variabili come ROE e ROTA perdono d'intensità o non risultano più significative[21].

Gli effetti fissi per dimensione e settore confermano le evidenze preliminari, seppur con ampiezze attenuate dal bilanciamento. Nel campione bilanciato, le micro e le piccole imprese mostrano ancora una minore probabilità di sopravvivenza rispetto alle realtà di taglia più grande, ma la differenza si riduce nettamente grazie all'eliminazione delle disomogeneità pretrattamento.

A livello settoriale, agro-alimentare e filiera dei metalli restano i comparti più resilienti, mentre il sistema moda continua a mostrare un impatto negativo sulla sopravvivenza, seppure meno pronunciato grazie al matching esatto all'interno dei settori.

Anche il fattore geografico mantiene il suo ruolo: il Nord-Est conserva un leggero vantaggio, mentre Centro e Mezzogiorno presentano uno svantaggio marginale, attenuato però dall'allineamento delle caratteristiche territoriali nel campione bilanciato. In particolare, è stato in parte o del tutto rimosso lo svantaggio dimensionale che caratterizza il Mezzogiorno, dove sono più diffuse imprese di piccole o piccolissime dimensioni.

[21] Il rapporto MOL su fatturato cattura la redditività operativa e spiega solo una parte del ROE. Quest'ultimo, a differenza del MOL in rapporto al fatturato, incorpora anche componenti straordinarie e non ricorrenti, non direttamente legate alla gestione ordinaria, e per questo motivo può risultare più volatile e meno rappresentativo della performance strutturale dell'impresa.

Tab. 9 – Effetti marginali dei fattori che influenzano la sopravvivenza delle imprese nel 2023: stime dei modelli probit sul campione bilanciato

	Probit 1	Probit 2
Distretto	0,0807***	0,0777***
Brevetti	0,0012	0,0042
Marchi	0,1176***	0,1260***
Rinnovabili	0,1151***	0,1303***
Board con almeno un under 40	0,0412***	0,0424***
Board tutto over 65	-0,0303***	−0,0345***
Margine operativo lordo su fatturato	0,3821***	
Patrimonio netto su totale attivo	0,1690***	
Disponibilità liquide su fatturato	0,1692***	
ROE	0,0001	
ROTA	0,0114	
Effetti fissi dimensionali	Inclusi	Inclusi
Effetti fissi settoriali	Inclusi	Inclusi
Effetti fissi per zona geografica	Inclusi	Inclusi
Effetti fissi per coorte di età	Inclusi	Inclusi
Media della variabile dipendente	0,7419	0,7419
Numero dei casi previsti correttamente	76,6%	74,9%
Test del rapporto di verosimiglianza Chi-quadro (28)	4.205 (<0,01)	2.350 (<0,01)

Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID.

Per completare l'analisi, abbiamo calcolato anche l'effetto medio grezzo del trattamento (ATT)[22] sull'esito binario "impresa attiva", utilizzando le coppie trattato-controllo generate tramite il matching. L'ATT misura il guadagno di sopravvivenza associato all'appartenenza a un distretto senza ricorrere a stime parametriche. Il valore ottenuto, pari a +11,1 punti percentuali, conferma che le imprese distrettuali presentano una probabilità di sopravvivenza più elevata: l'80,3% risulta ancora attivo nel 2023, contro il 69,1% dei controlli abbinati.

In sintesi, il passaggio al campione bilanciato mostra con maggiore chiarezza che l'effetto distretto esercita un contributo autonomo e statisticamente significativo sulla probabilità di sopravvivenza delle imprese, rafforzando l'interpretazione causale dell'influenza distrettuale e la valutazione del ruolo svolto dalle reti locali e dalle forme di collaborazione tipiche dei sistemi produttivi distrettuali.

5.4 Verifica di robustezza e interpretazione dei risultati

Per accrescere la solidità delle nostre conclusioni, le stime ottenute sul campione bilanciato sono state sottoposte a diverse prove di robustezza. In primo luogo, è stata dimezzata la soglia del caliper nel matching: il numero di coppie abbinabili è sceso a circa 8 mila per ciascun gruppo, ma l'effetto marginale dell'appartenenza al distretto è rimasto altamente significativo e di entità persino superiore. Successivamente, è stato sperimentato un abbinamento 1 a 2 (un trattato accoppiato a due controlli): il campione abbinato cresce in ampiezza, ma l'effetto distretto e gli altri coefficienti chiave mostrano variazioni contenute, confermando la consistenza dei risultati rispetto alla scelta dell'algoritmo.

Nonostante questi risultati incoraggianti, permangono alcune limitazioni dell'approccio adottato. Innanzitutto, il PSM corregge solo per le differenze osservabili: variabili non misurate (qualità del management, cultura aziendale, governance interna, accesso privilegiato a fonti

[22] L'Average Treatment Effect on the Treated (ATT) misura l'effetto medio del trattamento sul solo gruppo di unità che ha effettivamente ricevuto il trattamento. In un contesto di matching, l'ATT è calcolato come differenza media degli outcome tra ciascuna unità trattata e la corrispondente unità di controllo abbinata, e rappresenta quindi una stima non parametrica dell'impatto del trattamento sulle unità trattate. Per i dettagli metodologici si rimanda al box di approfondimento econometrico.

finanziarie o a reti di investimento) possono ancora generare bias di stima[23]. Inoltre, nei test pre-matching alcune covariate (non soltanto settoriali, ma anche relative a dimensione e coorte di età) presentavano SMD iniziali molto elevate e, nonostante il matching, in alcuni casi le SMD residue rimangono superiori a 0,20, suggerendo che una parte dello sbilanciamento non sia stata completamente eliminata. Infine, il PSM riduce sensibilmente la dimensione del campione e può accrescere la varianza delle stime: scenari alternativi di matching potrebbero produrre stime leggermente differenti, pur senza modificare la sostanza dei risultati.

In conclusione, le nostre prove di robustezza attestano che l'effetto distretto sulla sopravvivenza, pari a circa un +8% di probabilità aggiuntiva di restare operative, è un risultato consistente e non un semplice effetto di sbilanciamento tra variabili osservabili. Tuttavia, è opportuno mantenere cautela nell'interpretazione causale in quanto restano possibili fonti di confondimento non osservate e limiti inerenti alla tecnica di matching e ai dati disponibili.

5.5. Vantaggi latenti: correzione del bias da selezione

Nel contesto della nostra analisi, la selezione non casuale rappresenta una potenziale fonte di distorsione delle stime particolarmente rilevante quando le imprese localizzate in un distretto condividono vantaggi non osservabili che influenzano anche la probabilità di restare operative. Tra queste caratteristiche non misurate rientrano, come già illustrato nel paragrafo 2, filiere corte e integrazione locale, condivisione di competenze e know-how, minori costi di transazione e logistica, reti di fiducia informali, reputazione territoriale o capitale relazionale: tutte componenti che possono accrescere la resilienza delle imprese distrettuali ma non catturate dalle variabili osservate.

Per affrontare il rischio che le imprese distrettuali presentino caratteristiche non osservabili che influenzano anche la loro capacità di sopravvivere, abbiamo introdotto un'ulteriore correzione specifica per la selezione non casuale tramite il modello di Heckman, che consente di distinguere l'effetto reale del distretto da quello potenzialmente distorto da fattori latenti. Il procedimento si articola in due passaggi: prima si stima la probabilità che un'impresa appartenga a un distretto, e da questa si ricava un indicatore che sintetizza per ciascuna unità l'intensità della selezione non osservata, ossia la probabilità che ciascuna impresa venga selezionata rispetto al resto del campione. Questo indicatore, noto come lambda, viene poi inserito nel modello che analizza la sopravvivenza aziendale, permettendo di correggere l'effetto del distretto tenendo conto delle differenze non osservabili.

Nel nostro caso, la presenza di selezione endogena è confermata dall'elevata significatività statistica del coefficiente associato a lambda, che indica che le imprese distrettuali si distinguono dalle altre anche per aspetti non misurati direttamente. Tuttavia, anche dopo aver tenuto conto di questa selezione, l'effetto positivo del distretto sulla sopravvivenza si mantiene solido, rafforzando l'idea che il vantaggio territoriale non sia solo apparente, ma sostanziale.

Per questi motivi, Heckman è stato impiegato come verifica di robustezza aggiuntiva, mentre il Propensity Score Matching è stato usato per costruire un sottocampione di imprese comparabili per dimensione, settore, età e area geografica, sul quale è stato poi stimato il probit di sopravvivenza. Infine, abbiamo svolto ulteriori verifiche di solidità delle stime proprio per ridurre la probabilità che i risultati siano dovuti a scelte specifiche di metodo o a confondimento osservabile. Questa strategia articolata non costituisce una prova definitiva di causalità, ma aumenta la fiducia che l'effetto positivo dell'appartenenza a un distretto rifletta un fenomeno strutturale piuttosto che un mero effetto di composizione.

[23] Una parte delle eterogeneità non osservabili (ad esempio qualità manageriale, capacità organizzativa o accesso privilegiato a reti finanziarie) potrebbe essere parzialmente catturata dalla variabile dimensionale, poiché le imprese di maggiori dimensioni tendono, in media, a beneficiare di tali vantaggi. Tuttavia, la dimensione non esaurisce l'insieme dei fattori non misurati e non può sostituire un controllo diretto su tali caratteristiche.

Tab. 10 – Stime probit degli effetti marginali dei fattori che influenzano la sopravvivenza delle imprese nel 2023, su campione bilanciato con inclusione di λ come covariata

	Coefficiente	Errore standard	P-value	Effetto marginale
Distretto	0,367	0,016	<0,01	0,112
Brevetti	0,040	0,038	0,293	0,012
Marchi	0,385	0,042	<0,01	0,103
Rinnovabili	0,438	0,028	<0,01	0,117
Board con almeno un under 40	0,142	0,017	<0,01	0,042
Board tutto over 65	-0,112	0,029	<0,01	-0,035
Margine operativo lordo su fatturato	0,773	0,247	<0,01	0,237
Patrimonio netto su totale attivo	0,869	0,060	<0,01	0,266
Disponibilità liquide su fatturato	0,690	0,085	<0,01	0,211
ROE	0,001	0,001	0,541	0,000
ROTA	0,042	0,031	0,173	0,013
Mills (lambda)	31,035	5,242	<0,01	9,520
Effetti fissi dimensionali	Inclusi			
Effetti fissi settoriali	Inclusi			
Effetti fissi per zona geografica	Inclusi			
Effetti fissi per coorte di età	Inclusi			
Media della variabile dipendente	0,737			
Numero dei casi previsti correttamente	77,9%			
Test del rapporto di verosimiglianza Chi-quadro (28)	5.597 (<0,01)			

Nota: il coefficiente di lambda non va interpretato come effetto marginale diretto sulla probabilità di sopravvivenza, ma come indicatore dell'intensità della selezione latente. Fonte: elaborazioni Intesa Sanpaolo su dati ISID.

Conclusioni

Questo lavoro offre una prospettiva di lungo periodo sui fattori chiave per la sopravvivenza delle imprese manifatturiere italiane. Le analisi descrittive e i modelli econometrici sull'intero campione confermano che solidi fondamentali economico-finanziari, quali un margine operativo lordo elevato, un'adeguata dotazione di capitale e un buon livello di liquidità, aumentano in modo significativo le probabilità delle imprese di restare operative. Allo stesso modo, scelte strategiche come brevetti e marchi, investimenti in energie rinnovabili e la presenza di giovani nel board (evidenza di un ricambio generazionale nella governance) si associano a una maggiore resilienza aziendale.

L'effetto distrettuale diventa più evidente dopo aver confrontato imprese simili tramite Propensity Score Matching: il vantaggio associato ai distretti si traduce in un incremento di circa otto punti percentuali nella probabilità di sopravvivenza. Il confronto diretto delle medie grezze tra coppie abbinate conferma questa evidenza, mostrando un differenziale di circa undici punti percentuali, a ulteriore sostegno della solidità del risultato.

Per valutare l'influenza di fattori latenti, come reti di fornitura locali, condivisione di know-how, economie di scala locali e reputazione del territorio, abbiamo introdotto una correzione realizzata attraverso un modello di Heckman a due stadi. Anche in presenza di questo aggiustamento, l'incremento di sopravvivenza legato al distretto resta intorno all'11 per cento, rafforzando l'ipotesi di un vantaggio strutturale e non una mera conseguenza della composizione campionaria. Alcuni test evidenziano lievi deviazioni dalle ipotesi classiche, ma tali limitazioni non incidono sulla sostanza dell'evidenza empirica. Piuttosto, suggeriscono di interpretare la correzione come una verifica di robustezza complementare al matching, utile a confermare la consistenza dei risultati, più che come prova definitiva di causalità.

In sintesi, oltre ai fattori finanziari e alle leve strategiche, l'appartenenza a un distretto emerge come un elemento protettivo aggiuntivo per le imprese manifatturiere italiane. L'integrazione di matching, controllo per selezione non osservabile e ampie verifiche di robustezza offre un quadro

coerente e solido: politiche mirate a rafforzare i distretti possono rappresentare una leva efficace per aumentare la competitività e la resilienza del comparto manifatturiero nazionale.

Metodologia econometrica: matching e regressione per stimare l'effetto distretto

Per stimare l'impatto dell'appartenenza a un distretto industriale sulla probabilità di sopravvivenza, l'analisi utilizza una combinazione di modelli probit, Propensity Score Matching e un modello di Heckman due stadi. Il box riporta i passaggi operativi essenziali, limitandosi agli aspetti tecnici e senza ripetere le interpretazioni già discusse nel testo principale.

Il probit, stimato per massima verosimiglianza, introduce la funzione di ripartizione della normale standard, che trasforma la combinazione lineare dei regressori in una probabilità vincolata tra 0 e 1. Formalmente:

$$Pr(Y_i = 1 \mid X_i, D_i, S_i, T_i, G_i) = \Phi(a + X_i \beta + D_i \gamma + S_i \delta + T_i \zeta + G_i \eta + \upsilon_i)$$

dove:

$Y_i = 1$ se l'impresa i è attiva o 0 se è cessata
X_i = raccoglie le variabili strategiche, gli indicatori di bilancio e l'appartenenza a un distretto
D_i = vettore delle dummy settoriali
S_i = vettore delle dummy dimensionali
T_i = vettore delle dummy per coorte di età
G_i = vettore delle dummy per zona geografica
Φ è la funzione di ripartizione della normale standard
a è l'intercetta
B, γ, δ, ζ e η sono i vettori dei coefficienti da stimare.

Per interpretare l'influenza dei regressori si calcola l'effetto marginale medio:

$$\Delta Pr(Y_i = 1) / \Delta X_{ik} = \varphi(a + X_i \beta + D_i \gamma + \ldots) \beta_k,$$

che misura quanto varia in media la probabilità di sopravvivenza per un aumento unitario di X_{ik} mantenendo costanti le altre variabili.

La scelta delle covariate ha seguito tre criteri: rilevanza teorica, controllo della multicollinearità tramite Variance Inflation Factor (VIF)[24], per escludere regressori fortemente correlati, e selezione progressiva delle variabili indipendenti basata sul miglioramento dei criteri di informazione di Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn[25].

Il coefficiente del distretto stimato sul campione intero può riflettere sia l'effetto dell'appartenenza a un distretto sia differenze strutturali. Per eliminare questo bias è stato adottato il PSM e con un secondo probit è stata stimata la probabilità di appartenere a un

[24] Il Variance Inflation Factor è una misura che quantifica quanto una variabile indipendente è correlata linearmente con le altre variabili del modello di regressione. In presenza di elevata correlazione (multicollinearità), l'incertezza nella stima dei coefficienti aumenta, rendendo l'interpretazione dei risultati meno affidabile. Il VIF viene calcolato per ogni variabile predittiva stimando un modello in cui essa è la dipendente e le altre sono le indipendenti. Da questa regressione si determina il coefficiente R-quadro, che rappresenta quanto la variabile può essere spiegata dalle altre. Il VIF è dato da 1/(1 – R-quadro): valori del VIF superiori a 5 indicano una correlazione moderata, mentre valori sopra 10 suggeriscono multicollinearità potenzialmente problematica. In questi casi, è consigliabile rimuovere le variabili ridondanti oppure combinarle in maniera diversa.

[25] I criteri di informazione (Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn) servono per valutare quali variabili mantenere in un modello statistico. Si basano sul logaritmo della verosimiglianza, che misura quanto un modello si adatta bene ai dati, aggiungendo una penalità crescente in funzione del numero di parametri stimati. In questo modo si favoriscono modelli più parsimoniosi, ovvero quelli che spiegano bene i dati con il minor numero possibile di variabili. Per ciascun criterio, il modello preferito è quello con il valore più basso. Quando l'aggiunta di una covariata fa diminuire il valore del criterio, la variabile viene mantenuta; se invece lo fa aumentare, viene esclusa.

distretto in funzione delle caratteristiche potenzialmente confondenti (dimensione, settore, età, area geografica):

$p_i = p(\text{distretto}_i = 1 \mid Z_i) = \Phi(\gamma_0 + Z_i\gamma + \ldots)$.

Il punteggio p_i sintetizza la probabilità di essere distrettuale a parità delle caratteristiche di base. L'abbinamento nearest-neighbor senza replacement, con caliper e matching settoriale esatto, produce un campione bilanciato in cui le differenze osservabili tra gruppi sono ridotte entro soglie accettabili. Il bilanciamento è verificato tramite Standardized Mean Differences (SMD):

$SMD = (X_T - X_C) / \sqrt{[(1/2) * (S_T^{\wedge 2} + S_C^{\wedge 2})]}$.

Sul campione bilanciato si stima nuovamente il probit completo, riducendo l'influenza delle differenze pre-trattamento.

Si mostrano, infine, gli effetti medi grezzi del trattamento, calcolando l'Average Treatment effect on the Treated (ATT), utilizzando le coppie di trattati e controlli ottenute con l'algoritmo di abbinamento. Per ciascuna impresa distrettuale trattata si confronta l'indicatore di sopravvivenza con quello del controllo abbinato, ottenendo una differenza che può assumere i valori 1, 0 o −1. L'ATT è la media di tali scostamenti e fornisce una misura non parametrica del vantaggio associato ai distretti.

A complemento dell'analisi basata su PSM e probit, si applica una correzione di tipo Heckman a due stadi sul campione bilanciato, per mitigare il rischio di selezione non casuale, ovvero la possibilità che le imprese distrettuali condividano caratteristiche latenti non osservabili che influenzano anche la probabilità di sopravvivenza. Nel primo stadio, un modello probit stima la probabilità di appartenenza al distretto in funzione di covariate dimensionali, settoriali, anagrafiche e geografiche. Dal modello si ricava il predittore lineare Xβ, ossia la combinazione pesata delle covariate, che rappresenta la propensione latente all'appartenenza distrettuale. A partire da Xβ, si costruisce l'Inverse Mills Ratio (lambda), calcolato come φ(Xβ)/Φ(Xβ) (con φ funzione di densità e Φ funzione di ripartizione della normale standard), che riassume l'intensità della selezione non osservata per ciascuna unità, ovvero in che misura l'inclusione nel gruppo distrettuale si discosta da quanto previsto dalle variabili osservabili[26]. Nella seconda fase, lambda viene inserito come covariata nel probit di sopravvivenza: la significatività del suo coefficiente segnala la presenza di correlazione fra gli errori delle due equazioni, indicando selezione endogena latente, che, se non corretta, potrebbe distorcere la stima dell'effetto distretto.

[26] Le elaborazioni econometriche sono state effettuate tramite Hansl di Gretl (Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library), un software open source per l'analisi econometrica e statistica, sviluppato, tra gli altri, dal professor Riccardo Lucchetti dell'Università Politecnica delle Marche. Maggiori informazioni sono disponibili al sito ufficiale: https://gretl.sourceforge.net.

Bibliografia

Aalen O. O. (1978), Nonparametric inference for a family of counting processes, The Annals of Statistics, 6(4), 701–726. DOI: 10.1214/aos/1176344247.

Abadie A. e Imbens G. W. (2006), Large sample properties of matching estimators for average treatment effects, Econometrica, 74, 235–267. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2006.00655.x.

Abadie A. e Imbens G. W. (2009), Bias-corrected matching estimators for average treatment effects, Journal of Educational and Behavioral Statistics, 34(4), 502–528. DOI: 10.1198/jbes.2009.07333.

Alessandrini P., Presbitero A. F. e Zazzaro, A. (2008), Banche e imprese nei distretti industriali, Working Papers 309, Università Politecnica delle Marche.

Altman E. I. (1968), Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, The Journal of Finance, 23(4), 589–609. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.

Austin P. C. (2007), The performance of different propensity score methods for estimating marginal odds ratios, Statistics in Medicine, 26(16), 3078–3094. DOI: 10.1002/sim.2837.

Austin P. C. (2009), Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of Baseline Covariates Between Treatment Groups in Propensity-Score Matched Samples, Statistics in Medicine, 28(25), 3083-3107. DOI: 10.1002/sim.3697.

Austin P. C. (2011), An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies, Multivariate Behavioral Research, 10.1111/j.1540-6261.1968.tb0084346(3), 399-424. DOI: 10.1080/00273171.2011.568786.

Austin P. C. (2011), Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies, Pharmaceutical Statistics, 10(2), 150–161. DOI: 10.1002/pst.433.

Austin P. C. (2013), A Comparison of 12 Algorithms for Matching on the Propensity Score, Statistics in Medicine, 32(19), 3437–3449, DOI: 10.1002/sim.6004.

Baffigi A., Pagnini M. e F. Quintiliani (2000), Localismo bancario e distretti industriali: assetto dei mercati del credito e finanziamento degli investimenti, in Signorini (2000).

Beaver W.H. (1966), Financial ratios as predictors of failure, Journal of Accounting Research, 4, 71–111. DOI: 10.2307/2490171.

Becattini G. (1987), Mercato e forze locali: il distretto industriale, Il Mulino.

Becattini G. (1989), Riflessioni sul distretto industriale marshalliano come concetto socioeconomico, in Stato e Mercato, 25, 111-28.

Becattini G. (1998), Distretti industriali e Made in Italy. Le basi socioculturali del nostro sviluppo economico, Torino, Bollati Boringhieri.

Belussi F. e Sedita S. R. (2012), Industrial Districts as Open Learning Systems: Combining Emergent and Deliberate Knowledge Structures, Taylor Francis Journals, 46(2), 165-184. DOI: 10.1080/00343404.2010.497133.

Belussi F. e Sedita S. R. (2009), Life cycle and evolutionary dynamics in industrial districts, European Planning Studies, 17(4), 505–528.

Bhattacharjee A., Maietta O. e Mazzotta F. (2023), Spatial Agglomeration, Innovation and Firm Survival for Italian Manufacturing Firms, National Institute of Economic and Social Research, Discussion Paper 546.

Brusco S. (1982), The Emilian model: productive decentralisation and social integration, Cambridge Journal of Economics, 6(2), 167–184.

Brusco S. (1990), The idea of the industrial district: its genesis, in Pyke F., Becattini G., Sengenberger W. (a cura di), Industrial Districts and Inter-Firm Cooperation in Italy, International Institute for Labour Studies, ILO, Geneva.

Brusco S. (1996), Trust, social capital and local development: the case of Modena, in Crouch C., Le Galès P., Trigilia C., Voelzkow H. (a cura di), Local Production Systems in Europe, Oxford University Press.

Camagni R. (1991), Innovation Networks: Spatial Perspectives, Groupe de recherche européen sur les milieux innovateurs, Routledge.

Camagni R. e Capello R. (2013), Regional Competitiveness and Territorial Capital: A Conceptual Approach and Empirical Evidence from the European Union, Regional Studies, Taylor & Francis Journals, vol. 47(9), pages 1383-1402. DOI: 10.1080/00343404.2012.681640.

Claver Cortés E., Marco Lajara B., Sánchez García E., Seva Larrosa P., Manresa Marhuenda E., Ruiz Fernández L. e Poveda Pareja E. (2020), A Literature Review on the Effect of Industrial Clusters and the Absorptive Capacity on Innovation, World Academy of Science, Engineering and Technology, International Journal of Industrial and Manufacturing Engineering, 14(7).

Claver-Cortés E., Marco-Lajara B., Seva-Larrosa P. e Ruiz-Fernández L. (2019), Competitive advantage and industrial district: A review of the empirical evidence about the district effect, Competitiveness Review, 29(3), 211–235. DOI: 10.1108/CR-04-2018-0026.

Cottrell A. e Lucchetti R. (2026), Gretl User's Guide, Wake Forest University e Università Politecnica delle Marche.

Cox D. R. (1972), Regression Models and Life-Tables, Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), vol. 34, n. 2, pp. 187–220. DOI: 10.1111/j.2517-6161.1972.tb00899.

Cutrini E. e Ninivaggi F. (2024), Pandemic crisis and firm survival: evidence from the Italian manufacturing industry, Journal of Industrial and Business Economics, 51(2): 265-297. DOI: 10.1007/s40812-024-00309-0.

Dehejia R. H. e Wahba S. (1999), Causal effects in nonexperimental studies: Re-evaluating the evaluation of training programs, Journal of the American Statistical Association, 94(448), 1053–1062. DOI: 10.2307/2669919.

Dehejia R. H. e Wahba S. (2002), Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies, Review of Economics and Statistics, 84(1), 151–161. DOI: 10.1162/003465302317331982.

Dei Ottati G. (2003), The governance of transactions and firm selection in industrial districts: the community market, From Industrial Districts to Local Development, chapter 4, pages 73-94, Edward Elgar Publishing.

Ferragina M. A., Pittiglio R. e Reganati F. (2012), Does multinational ownership affect firm survival in Italy?, Journal of Business Economics and Management, 15(2), 335-355. DOI: 10.3846/16111699.2012.707622.

Foresti G., Guelpa F. e Trenti S. (2009); Effetto distretto: esiste ancora? Collana Ricerche, Intesa Sanpaolo, Servizio Studi e Ricerche.

Giovannetti E., Ricchiuti G. e Velucchi A. (2007), Size, innovation and internationalization: a survival analysis of Italian firms, Applied Economics, 40(7), 2008, 877–895. DOI: 0.1080/00036840802600566.

Heckman J. J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, Econometrica, 47(1), 153-161. DOI: 10.2307/1912352.

Heckman J. J., Ichimura H. e Todd P. (1997), Matching as an Econometric Evaluation Estimator, Review of Economic Studies, 64(4), 605–654. DOI: 10.2307/2971733.

Imbens G. W. e Rubin D. (2015), Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences, Cambridge University Press. DOI: 10.1017/CBO9781139025751.

Intesa Sanpaolo (2025), Distretti: quali fattori influenzano la sopravvivenza d'impresa, Economia e finanza dei distretti industriali, Rapporto annuale n. 17.

Johnston J. (2016), Econometrica, Franco Angeli, Milano, ISBN 978-8820478209.

Kaplan E. L. e Meier P. (1958), Nonparametric estimation from incomplete observations. Journal of the American Statistical Association, 53(282), 457-481. DOI: 10.1080/01621459.1958.10501452.

Lucchetti R. (2026), Basic Econometrics, Università Politecnica delle Marche.

Mahanni A. S. e Sharabiani M. T. (2022), Combining matching and linear regression: Introducing a mathematical framework and software for simulations, diagnostics and calibration, https://cran.r-project.org.

Nelson W. (1972), Theory and applications of hazard plotting for censored failure data, Technometrics, 14(4), 945-966. DOI: 10.1080/00401706.1972.10488991.

Ohlson A. J. (1980), Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy, Journal of Accounting Research, Vol. 18, no. 1, 109-131. DOI: 10.2307/2490395.

Porter M. E. (1998), Clusters and the New Economics of Competition, Harvard Business Review, 76(6), 77–90.

Resti A. e Sironi A. (2008), Rischio e valore nelle banche, Egea.

Rosenbaum P. R. e Rubin D. B. (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, Biometrika, 70(1), 41–55. DOI: 10.1093/biomet/70.1.41.

Rosenbaum P. R. e Rubin D. B. (1984), Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score, Journal of the American Statistical Association, 79(387), 516–524. DOI: 10.1080/01621459.1984.10478078.

Rosenbaum P. R. e Rubin D. B. (1985), The bias due to incomplete matching, Biometrics, 41(1), 103–116. DOI: 10.2307/2530647.

Rubin D. B. (2006), Matched Sampling for Causal Inference, Cambridge University Press, Cambridge, DOI:10.1017/CBO9780511810725.

Rubin D. B. (1973), The use of matched sampling and regression adjustment to remove bias in observational studies, Biometrics, 29(1), 185–203. DOI: 10.2307/2529685.

Stuart E. A. (2010), Matching Methods for Causal Inference: A Review and a Look Forward Statistical Science, 25(1), 1–21. DOI: 10.1214/09-STS313.

Wooldridge J. M. (2010), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press, ISBN 0262232588.

Importanti comunicazioni

Gli economisti che hanno redatto il presente documento dichiarano che le opinioni, previsioni o stime contenute nel documento stesso sono il risultato di un autonomo e soggettivo apprezzamento dei dati, degli elementi e delle informazioni acquisite e che nessuna parte del proprio compenso è stata, è o sarà, direttamente o indirettamente, collegata alle opinioni espresse.

La presente pubblicazione è stata redatta da Intesa Sanpaolo SpA. Le informazioni qui contenute sono state ricavate da fonti ritenute da Intesa Sanpaolo SpA affidabili, ma non sono necessariamente complete, e l'accuratezza delle stesse non può essere in alcun modo garantita. La presente pubblicazione viene a Voi fornita per meri fini di informazione ed illustrazione, ed a titolo meramente indicativo, non costituendo pertanto la stessa in alcun modo una proposta di conclusione di contratto o una sollecitazione all'acquisto o alla vendita di qualsiasi strumento finanziario. Il documento può essere riprodotto in tutto o in parte solo citando il nome Intesa Sanpaolo SpA.

La presente pubblicazione non si propone di sostituire il giudizio personale dei soggetti ai quali si rivolge. Intesa Sanpaolo SpA e le rispettive controllate e/o qualsiasi altro soggetto ad esse collegato hanno la facoltà di agire in base a/ovvero di servirsi di qualsiasi materiale sopra esposto e/o di qualsiasi informazione a cui tale materiale si ispira prima che lo stesso venga pubblicato e messo a disposizione della clientela.

Comunicazione dei potenziali conflitti di interesse

Intesa Sanpaolo SpA e le altre società del Gruppo Bancario Intesa Sanpaolo (di seguito anche solo "Gruppo Bancario Intesa Sanpaolo") si sono dotate del "Modello di organizzazione, gestione e controllo ai sensi del Decreto Legislativo 8 giugno 2001, n. 231" (disponibile sul sito internet di Intesa Sanpaolo, all'indirizzo: https://group.intesasanpaolo.com/it/governance/dlgs-231-2001) che, in conformità alle normative italiane vigenti ed alle migliori pratiche internazionali, include, tra le altre, misure organizzative e procedurali per la gestione delle informazioni privilegiate e dei conflitti di interesse, ivi compresi adeguati meccanismi di separatezza organizzativa, noti come Barriere informative, atti a prevenire un utilizzo illecito di dette informazioni nonché a evitare che gli eventuali conflitti di interesse che possono insorgere, vista la vasta gamma di attività svolte dal Gruppo Bancario Intesa Sanpaolo, incidano negativamente sugli interessi della clientela.

In particolare, le misure poste in essere per la gestione dei conflitti di interesse tra il Gruppo Bancario Intesa Sanpaolo e gli Emittenti di strumenti finanziari, ivi incluse le società del loro gruppo, nella produzione di documenti da parte degli economisti di Intesa Sanpaolo SpA sono disponibili nelle "Regole per Studi e Ricerche" e nell'estratto del "Modello aziendale per la gestione delle informazioni privilegiate e dei conflitti di interesse", pubblicato sul sito internet di Intesa Sanpaolo SpA all'indirizzo https://group.intesasanpaolo.com/it/research/RegulatoryDisclosures.

Inoltre, in conformità con i suddetti regolamenti, le disclosure sugli interessi e sui conflitti di interesse del Gruppo Bancario Intesa Sanpaolo sono disponibili all'indirizzo https://group.intesasanpaolo.com/it/research/RegulatoryDisclosures/archivio-dei-conflitti-di-interesse ed aggiornate almeno al giorno prima della data di pubblicazione del presente studio.

Intesa Sanpaolo SpA Research Department - Responsabile Gregorio De Felice	
Industry & Local Economies Research	
Stefania Trenti (Responsabile)	stefania.trenti@intesasanpaolo.com
Ezio Guzzetti	ezio.guzzetti@intesasanpaolo.com
Industry Research	
Ilaria Sangalli (Responsabile)	ilaria.sangalli@intesasanpaolo.com
Letizia Borgomeo	letizia.borgomeo@intesasanpaolo.com
Anita Corona	anita.corona@intesasanpaolo.com
Enza De Vita	enza.devita@intesasanpaolo.com
Luigi Marcadella (sede di Padova)	luigi.marcadella@intesasanpaolo.com
Enrica Spiga (sede di Torino)	enrica.spiga@intesasanpaolo.com
Anna Cristina Visconti	anna.visconti@intesasanpaolo.com
Regional Research	
Giovanni Foresti (Responsabile)	giovanni.foresti@intesasanpaolo.com
Romina Galleri (sede di Torino)	romina.galleri@intesasanpaolo.com
Sara Giusti (sede di Firenze)	sara.giusti@intesasanpaolo.com
Anna Maria Moressa (sede di Padova)	anna.moressa@intesasanpaolo.com
Massimiliano Rossetti (sede di Ancona)	massimiliano.rossetti@intesasanpaolo.com
Carla Saruis	carla.saruis@intesasanpaolo.com
Rosa Maria Vitulano (sede di Roma)	rosa.vitulano@intesasanpaolo.com
Innovazione e alta tecnologia	
Serena Fumagalli (Responsabile)	serena.fumagalli@intesasanpaolo.com
Local Public Finance	
Laura Campanini (Responsabile)	laura.campanini@intesasanpaolo.com