



IL CONTRIBUTO DEL PSR ALLA COMPETITIVITÀ DEL SETTORE AGRICOLO: EVIDENZE CONTROFATTUALI SUGLI INDICATORI DI REDDITO E PRODUTTIVITÀ (I.01–I.03)

SOMMARIO

Inquadramento valutativo e logica di intervento del PSR	1
Impostazione metodologica generale e criteri di giudizio	3
Criteri di giudizio	5
Stima degli indicatori e Verifica dei criteri di giudizio	5
Indicatore I.01 – Reddito dell'imprenditore agricolo	5
Indicatore I.02 – Reddito al costo dei fattori	8
Indicatore I.03 – Produttività totale dei fattori	9
Conclusioni	13
Raccomandazioni	14
Bibliografia	15

INQUADRAMENTO VALUTATIVO E LOGICA DI INTERVENTO DEL PSR

Rafforzare la competitività dell'agricoltura è uno dei principali obiettivi della Politica Agricola Comune nel periodo 2014–2022. Tale obiettivo trova una traduzione operativa nel sistema comune di monitoraggio e valutazione attraverso tre indicatori di impatto: il reddito dell'imprenditore agricolo (I.01), il reddito al costo dei fattori (I.02) e la produttività totale dei fattori (I.03). Le linee guida europee chiariscono esplicitamente che la risposta al quesito debba essere strutturata attorno a tali indicatori e formulata in termini di incremento o meno degli stessi quale risultato dell'attuazione dei Programmi di Sviluppo Rurale (PSR).

Nel PSR della Regione Piemonte la competitività non è trattata come ambito settoriale circoscritto, bensì come risultato atteso di una strategia trasversale che coinvolge Priorità 1, 2 e 3 e le relative focus area. Le misure attivate – in particolare M01, M02, M03, M04, M05, M06, M09, M16 e altre, comprese le misure agroambientali, con effetti indiretti su redditività e produttività – sono state programmate per agire lungo due direttrici economiche fondamentali: da un lato l'incremento della capacità di generare valore (maggiori vendite, migliore posizionamento, rafforzamento di filiera,

diversificazione), dall'altro la riduzione dei costi unitari e l'aumento dell'efficienza tecnica e organizzativa attraverso investimenti, innovazione, capitale umano e gestione del rischio, come sinteticamente rappresentato in Fig. 1

Questa impostazione implica che gli effetti sulla competitività non siano attribuibili a una singola misura, ma emergano dall'interazione tra strumenti abilitanti (conoscenza, consulenza, cooperazione, infrastrutturazione) e strumenti direttamente produttivi (investimenti materiali, ristrutturazione aziendale, sostegno ai giovani, gestione del rischio). La valutazione del contributo netto del PSR deve quindi isolare, per quanto possibile, l'effetto complessivo della partecipazione al programma sugli indicatori di reddito e produttività aziendale.

L'interpretazione dei risultati richiede di considerare, inoltre, che il periodo 2014–2023 è stato caratterizzato da rilevanti mutamenti del contesto economico e produttivo, inclusi shock sui prezzi agricoli e sui costi dei fattori produttivi, tensioni sui mercati energetici e delle materie prime, nonché interruzioni delle catene di approvvigionamento e fasi di instabilità macroeconomica. Tali dinamiche hanno inciso in modo significativo sugli indicatori di reddito e produttività del settore agricolo, generando variazioni che non possono essere attribuite automaticamente alle politiche di sviluppo rurale. Proprio per questa ragione emerge la necessità di ricorrere a un approccio controfattuale a livello micro, al fine di distinguere l'effetto del programma dalle variazioni imputabili a fattori esogeni. Su queste basi, l'identificazione dell'effetto del PSR è stata condotta mediante un disegno quasi-sperimentale basato su Propensity Score Matching e Difference-in-Differences con trattamento scaglionato, utilizzando dati panel aziendali di fonte contabile (RICA/FADN) integrati con le informazioni sui beneficiari.

Figura 1 - Logica di intervento del PSR Piemonte per l'obiettivo di competitività: interazione tra strumenti abilitanti e strumenti direttamente produttivi e canali di impatto su reddito e produttività aziendale



Fonte: Elaborazioni IRES Piemonte

IMPOSTAZIONE METODOLOGICA GENERALE E CRITERI DI GIUDIZIO

L'unità di analisi è l'azienda agricola osservata in un panel 2014–2023 costruito a partire dai dati RICA (FADN), integrati con le informazioni amministrative sui beneficiari del PSR. Il trattamento è definito come partecipazione al PSR con importo complessivo ricevuto maggiore di zero.

Per gli indicatori sul reddito dell'imprenditore agricolo (I.01) e sul reddito al costo dei fattori (I.02) il campione iniziale è composto da 233 aziende beneficiarie e 349 aziende non beneficiarie osservate nel periodo 2014–2023. L'applicazione del Propensity Score Matching, con restrizione al supporto comune e verifica del bilanciamento delle covariate, conduce a un campione comparabile costituito da 212 aziende trattate e 130 aziende di controllo, per un totale di 342 aziende. La stima Difference-in-Differences è quindi effettuata su questo insieme di aziende, utilizzandone l'intero profilo temporale disponibile nel periodo 2014–2023 e ponderando le osservazioni con i pesi derivanti dal matching.

Per l'indicatore I.03 (produttività totale dei fattori), la necessità di disporre di informazioni coerenti sui fattori produttivi e di almeno un periodo pre-trattamento comporta una riduzione del campione. Su 1.064 aziende trattate complessive, 230 presentano un pre-periodo valido; di queste, 201 risultano abbinate nel matching insieme a 124 aziende di controllo, per un totale di 325 aziende nel supporto comune. Anche in questo caso la stima DID è condotta sul panel disponibile per tali aziende nel periodo 2014–2023, applicando i pesi del matching. L'effetto stimato è l'Average Treatment Effect on the Treated (ATT).

Poiché l'accesso al PSR non è casuale, ma dipende da caratteristiche strutturali e produttive dell'azienda, il gruppo di controllo è stato costruito mediante Propensity Score Matching (PSM).

Il propensity score $p(X_i)$ è stimato tramite modello logit:

$$p(X_i) = P(D_i = 1 | X_i) = \Lambda(X_i' \beta) \text{ dove:}$$

- $p(X_i)$ è il propensity score, cioè la probabilità di partecipazione al programma condizionata alle covariate osservabili;
- D_i è una variabile indicatrice che assume valore 1 se l'azienda i partecipa al PSR e 0 altrimenti;
- X_i è il vettore delle covariate osservabili pre-trattamento (dimensione economica, SAU, orientamento tecnico-economico, età, altre caratteristiche strutturali),
- $\Lambda(\cdot)$ è la funzione logistica.

Il matching è stato effettuato con:

- nearest neighbour matching,
- estimand: ATT,
- caliper pari a 0,04 sulla distanza logit, calibro ottimale scelto a seguito di analisi di sensibilità
- possibilità di replacement,
- restrizione al common support.

Il bilanciamento delle covariate è stato verificato confrontando gli *Standardized Mean Differences*¹ prima e dopo il matching; dopo l'abbinamento, gli scostamenti residui risultano inferiori alle soglie convenzionali di accettabilità, indicando un sostanziale miglioramento della comparabilità tra gruppi. Il matching è costruito utilizzando esclusivamente informazioni antecedenti al trattamento, evitando qualunque contaminazione post-intervento.

Sul campione matched è stato stimato un modello Difference-in-Differences con trattamento scaglionato secondo la specificazione di Sun e Abraham (2020), formulata come event study coorte-specifico. In questo approccio l'anno "zero" non è un anno di calendario comune, ma coincide, per ciascuna azienda, con il proprio anno di primo ingresso nel programma G. L'equazione stimata può essere rappresentata come

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_g \sum_{k \neq -1} \beta_{k,g} 1(G_i = g) \cdot 1(t - g = k) + \varepsilon_{it}$$

dove α_i sono effetti fissi di azienda (eterogeneità invarianti nel tempo), γ_t sono effetti fissi di anno (shock comuni), G_i è l'anno del primo trattamento (coorte) e $k = t - g$ è il tempo relativo al trattamento. Il periodo $k=-1$ (anno precedente al trattamento) è omesso e costituisce la categoria di riferimento, così che i coefficienti $\beta_{k,g}$ misurino, per ciascuna coorte g , la differenza dell'esito nel periodo relativo k rispetto all'anno pre-trattamento. L'identificazione dell'effetto avviene, quindi, confrontando, per ogni coorte e per ogni tempo relativo, l'evoluzione delle aziende trattate con quella di aziende non esposte nello stesso periodo; in altri termini, le unità già trattate non vengono mai utilizzate come controlli per unità trattate più tardi. Questo è l'elemento che consente di gestire correttamente l'eterogeneità dell'anno di ingresso e di evitare le distorsioni tipiche che insorgono nei modelli TWFE quando c'è adozione graduale, nelle quali confronti tra unità trattate in momenti diversi possono generare stime che combinano effetti eterogenei con pesi non appropriati. Nel presente studio, il confronto è ulteriormente rafforzato dal fatto che il gruppo di controllo è costituito da aziende mai beneficiarie rese comparabili tramite il matching pre-trattamento; la bontà dell'abbinamento è documentata dalle diagnostiche di bilanciamento e di supporto comune (love plot, distribuzioni del propensity score e verifica grafica del common support). Infine, oltre all'analisi dinamica, è stato effettuato un test congiunto (test di Wald) sui coefficienti relativi ai primi quattro anni post-trattamento ($k = 1, 2, 3, 4$):

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

Il test consente di verificare se l'effetto medio nel periodo di messa a regime sia complessivamente diverso da zero. Questo passaggio è cruciale dal punto di vista valutativo, poiché evita di fondare il giudizio su singole annualità isolate e fornisce una misura sintetica dell'impatto nel medio periodo.

¹ Gli *Standardized Mean Differences* (SMD) misurano la differenza tra la media di una covariata nel gruppo trattato e nel gruppo di controllo, standardizzata rispetto alla variabilità della variabile. Questo indicatore consente di valutare il grado di bilanciamento delle covariate tra i due gruppi indipendentemente dall'unità di misura delle variabili. In genere valori assoluti inferiori a 0,1 sono considerati indicativi di un buon bilanciamento (Austin, 2011).

Criteria di giudizio

La risposta al quesito è articolata attorno ai seguenti criteri di giudizio, formulati come affermazioni verificabili attraverso gli indicatori di impatto:

1. Il reddito imprenditoriale agricolo è aumentato come risultato del programma di sviluppo rurale (CG_Q27_1).
2. Il reddito dei fattori agricoli è aumentato come risultato del programma di sviluppo rurale (CG_Q27_2).
3. La produttività agricola è aumentata come risultato del programma di sviluppo rurale (CG_Q27_3).

STIMA DEGLI INDICATORI E VERIFICA DEI CRITERI DI GIUDIZIO

Indicatore I.01 – Reddito dell'imprenditore agricolo

Criterio di giudizio: Il reddito imprenditoriale agricolo è aumentato come risultato del programma di sviluppo rurale

La verifica di questo criterio si basa sull'analisi dell'indicatore I.01 – Agricultural entrepreneurial income, stimato secondo la strategia metodologica descritta nel paragrafo precedente. Il bilanciamento delle covariate, valutato tramite le standardized mean differences, (Fig. 2), evidenzia una riduzione sistematica degli scarti al di sotto della soglia convenzionale di 0,1 indicando, quindi, un adeguato allineamento delle distribuzioni delle covariate tra beneficiari e controlli. Contestualmente, l'ispezione delle distribuzioni del propensity score evidenzia una regione di supporto comune ben definita (Fig. 3), all'interno della quale l'inferenza è limitata e il gruppo di controllo risulta empiricamente comparabile alle aziende beneficiarie.

Figura 2 - Bilanciamento delle covariate prima e dopo il matching (I.01–I.02). Standardized mean differences in valore assoluto; soglia convenzionale di accettabilità pari a 0,1

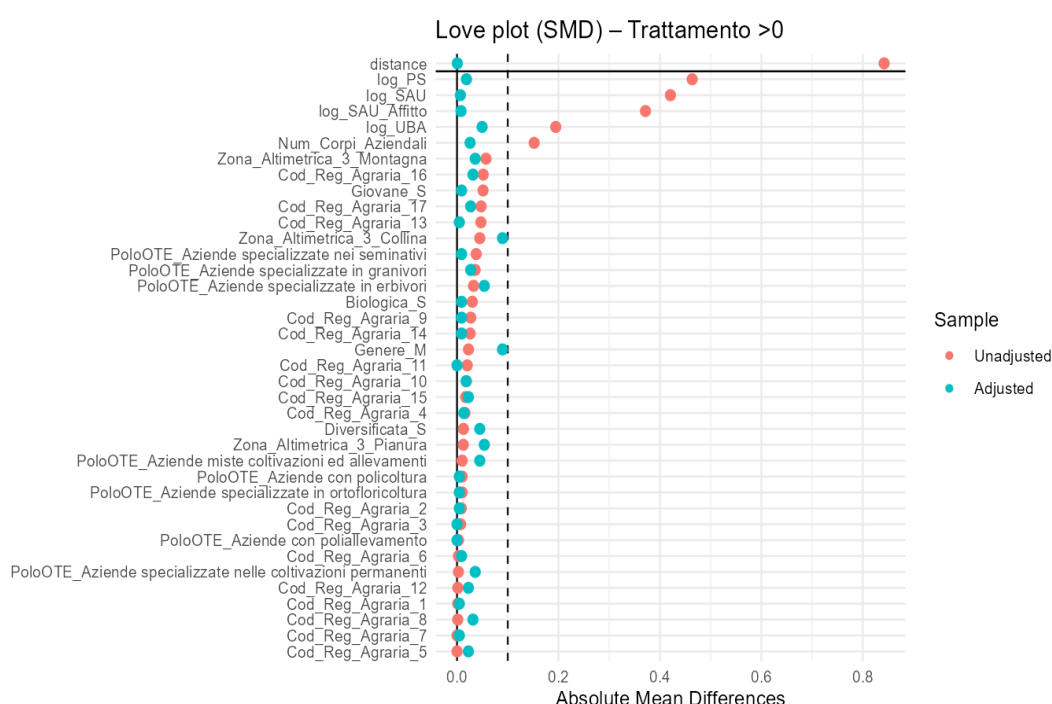
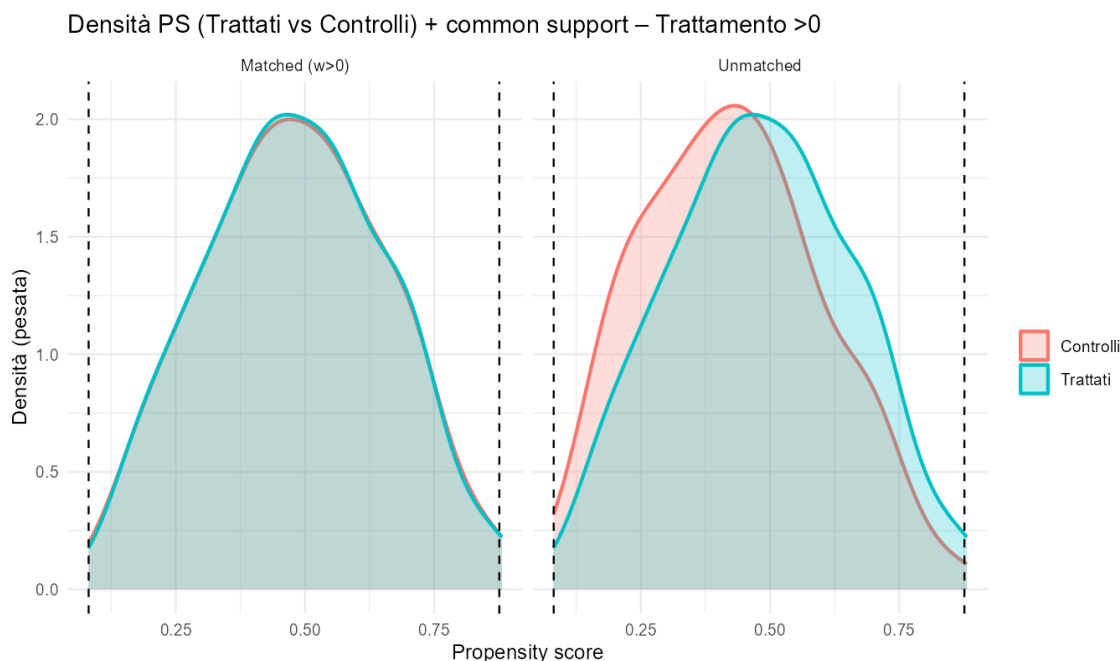


Figura 3 - Distribuzione del propensity score per aziende trattate e controlli prima e dopo il matching (I.01–I.02). Evidenza della regione di supporto comune

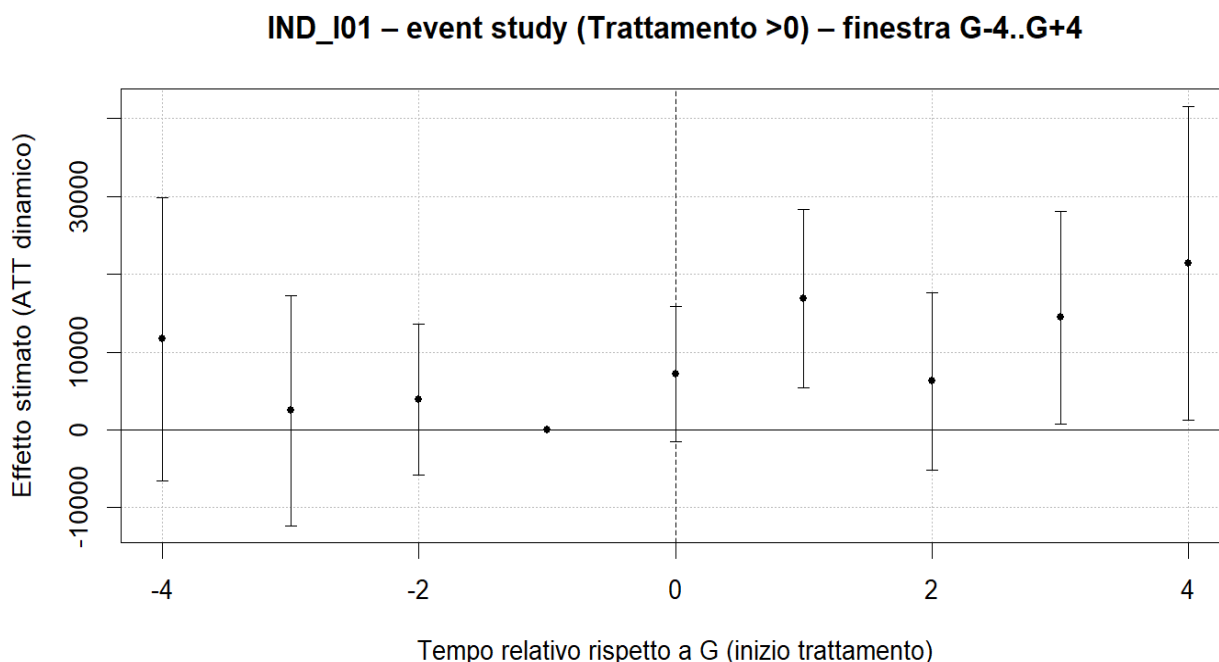


Fonte: Elaborazione IRES Piemonte su dati RICA

La stima in forma di event study mostra che nei periodi pre-trattamento ($G < 0$) i coefficienti stimati risultano non significativamente diversi da zero. Questo elemento è coerente con l'ipotesi di trend paralleli, condizione necessaria affinché la differenza osservata dopo l'intervento possa essere interpretata come effetto del sostegno e non come risultato di dinamiche pre-esistenti.

Nel periodo successivo al trattamento, l'effetto stimato sul reddito imprenditoriale agricolo risulta positivo e statisticamente significativo in più annualità. In particolare, nel primo anno successivo all'ingresso nel programma ($G+1$) il coefficiente è positivo e significativo al 5%, mentre nel medio periodo emergono effetti positivi e statisticamente significativi anche in $G+3$ e $G+4$. Le altre annualità post-trattamento presentano coefficienti di segno positivo, pur non risultando sempre statisticamente distinti da zero ai livelli convenzionali. La rappresentazione grafica dell'event study (Fig. 4) evidenzia l'assenza di scostamenti nel periodo pre-intervento e l'emergere di effetti positivi nel periodo di messa a regime.

Figura 4 - Event study dell'indicatore I.01 (reddito imprenditoriale agricolo). Coefficienti stimati rispetto all'anno precedente il trattamento (G-1), modello DID con trattamento scaglionato (Sun & Abraham), campione matched (ATT). Intervalli di confidenza al 95%, errori standard clusterizzati a livello aziendale



Fonte: Elaborazione IRES Piemonte su dati RICA.

Nota: Il grafico riporta i coefficienti stimati dell'event study per i diversi periodi relativi all'anno di ingresso nel sostegno (G). I punti rappresentano la differenza stimata tra aziende beneficiarie e gruppo di controllo, mentre le barre verticali indicano gli intervalli di confidenza al 95%. Il periodo $G - 1$, corrispondente all'anno immediatamente precedente al trattamento, è utilizzato come categoria di riferimento. I periodi con $G < 0$ rappresentano gli anni precedenti all'intervento e consentono di verificare l'assenza di divergenze sistematiche tra beneficiari e controlli prima del sostegno (ipotesi di trend paralleli). I periodi con $G > 0$ mostrano invece l'evoluzione dell'effetto del sostegno nel tempo successivo all'ingresso nel programma.

Al fine di evitare una lettura frammentaria basata su singole annualità, è stato effettuato un test di Wald congiunto sui coefficienti relativi ai primi quattro anni successivi al trattamento ($k = 1-4$). Il risultato consente di rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di effetto complessivo nel periodo di messa a regime (p -value = 0,003), indicando un impatto medio nel quadriennio successivo all'ingresso nel programma statisticamente diverso da zero. Questo aspetto è coerente con la natura degli interventi del PSR, i cui effetti sulla competitività aziendale tendono a manifestarsi progressivamente nel tempo.

Il valore medio dell'indicatore per le aziende trattate nel periodo immediatamente precedente al sostegno (Baseline a $G-1$) è pari a circa 29.500 euro annui. L'effetto medio stimato nel quadriennio successivo all'ingresso nel programma ($k = 1-4$) è pari a circa +14.700 euro per azienda, corrispondente a un incremento di circa il 50% rispetto al livello iniziale (si veda Figura 4). L'ordine di grandezza economico della variazione risulta pertanto rilevante, oltre che statisticamente significativo. Considerata la natura dell'indicatore, che rappresenta un reddito misto comprensivo della remunerazione del lavoro familiare e del risultato economico residuo dell'impresa al netto dei

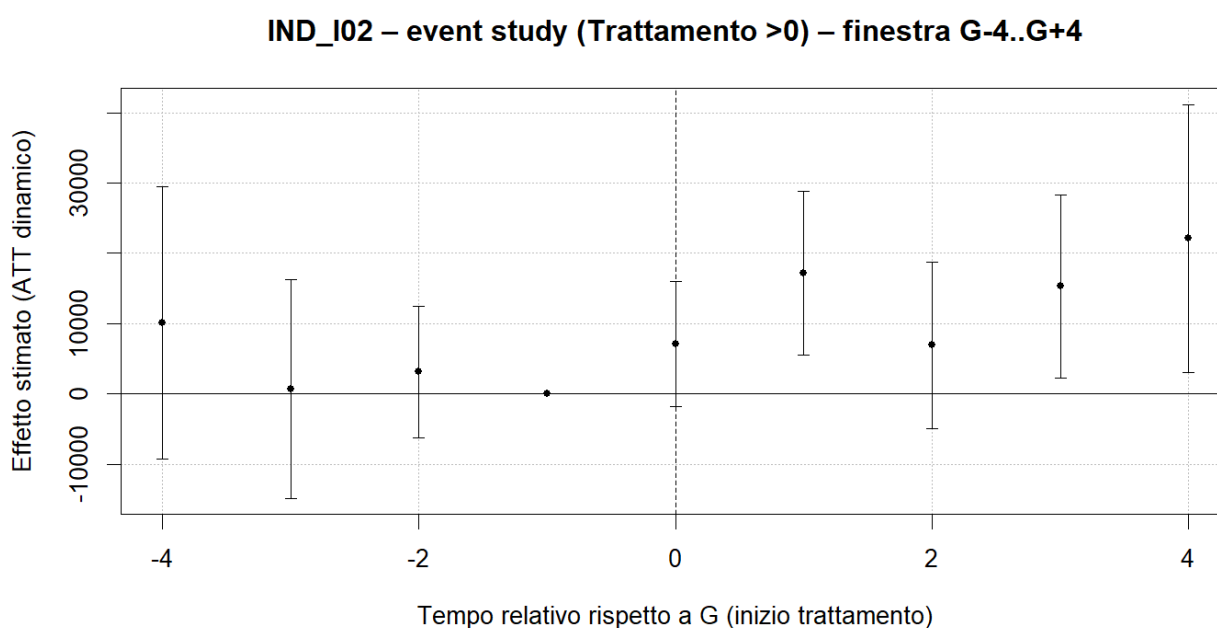
fattori remunerati sul mercato, l'incremento osservato segnala un miglioramento della capacità complessiva dell'azienda di generare reddito a favore dell'imprenditore agricolo.

Indicatore I.02 – Reddito al costo dei fattori

Criterio di giudizio: “Il reddito dei fattori agricoli è aumentato come risultato del programma di sviluppo rurale”.

Questo criterio è verificato mediante l'indicatore I.02 – Agricultural factor income, stimato a livello aziendale sul medesimo impianto controfattuale utilizzato per l'indicatore I.01, con definizione di trattamento coerente ($\text{Importo_PSR} > 0$) e specificazione Difference-in-Differences con trattamento scaglionato sul campione matched. La dinamica pre-trattamento non evidenzia scostamenti statisticamente significativi suggerendo anche in questo caso il rispetto dell'assunto sui trend paralleli. Nel periodo successivo al trattamento l'effetto stimato su I.02 risulta positivo e statisticamente significativo in più annualità, con un profilo coerente con un consolidamento nel medio periodo. Nel primo anno post-trattamento (G+1) l'incremento stimato è pari a 17.150 euro (errore standard 5.917; p-value 0,0040). Nel secondo anno (G+2) l'effetto rimane positivo (6.928 euro) ma non statisticamente distinto da zero ai livelli convenzionali (p-value 0,2498). Nel terzo e quarto anno emergono nuovamente incrementi positivi e significativi, rispettivamente pari a 15.313 euro (errore standard 6.612; p-value 0,0212) e 22.110 euro (errore standard 9.687; p-value 0,0231) (Fig. 5).

Figura 5 - Event study dell'indicatore I.02 (reddito dei fattori agricoli). Coefficienti relativi a G-1, stima DID Sun & Abraham su campione matched (ATT). Intervalli di confidenza al 95%, cluster su azienda



Fonte: Elaborazione IRES Piemonte su dati RICA

Anche per questo indicatore il test di Wald congiunto sui coefficienti relativi ai primi quattro anni successivi al trattamento ($k = 1-4$) consente di rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di effetto complessivo nel quadriennio (p -value = 0,0018), indicando che l'impatto medio nel periodo di messa a regime è statisticamente diverso da zero.

Dal punto di vista della rilevanza economica, la baseline del reddito al costo dei fattori dei trattati nell'anno precedente al sostegno (G-1) è pari a 40.487 euro (mediana 28.057), valore sostanzialmente invariato nella versione winsorizzata (40.519 euro)². L'effetto medio sui trattati nel quadriennio successivo al trattamento ($k = 1-4$) è pari a 15.375 euro per azienda, corrispondente a un incremento del 38% rispetto al livello iniziale. Considerata la natura dell'indicatore, che misura il valore aggiunto netto al costo dei fattori e quindi la remunerazione complessiva di terra, lavoro e capitale indipendentemente dalla loro proprietà, l'incremento osservato segnala un rafforzamento della capacità dell'azienda di generare valore aggiunto nel processo produttivo nel medio periodo. L'evidenza è coerente con interventi che incidono sulla produttività e sull'efficienza dei processi produttivi, oltre che sul livello dell'attività economica. Nel complesso, l'analisi indica che il reddito dei fattori agricoli è aumentato come risultato del programma di sviluppo rurale. L'effetto stimato è positivo, statisticamente significativo in più annualità post-trattamento e confermato, in forma sintetica e robusta, dal test congiunto sul periodo di messa a regime.

Indicatore I.03 – Produttività totale dei fattori

Criterio di giudizio: “La produttività agricola è aumentata come risultato del programma di sviluppo rurale”.

La verifica del criterio si fonda sull'indicatore I.03 – Total Factor Productivity in agriculture, che misura l'efficienza complessiva con cui i fattori produttivi sono trasformati in output. L'indicatore è stimato a livello aziendale mediante un indice di Törnqvist, che mette in relazione il valore della produzione con l'insieme dei principali fattori utilizzati nel processo produttivo (lavoro, capitale, consumi intermedi e terra), ed è analizzato nella forma logaritmica winsorizzata al fine di ridurre l'influenza di valori estremi potenzialmente presenti nella distribuzione dell'indicatore.

La scelta dell'indice di Törnqvist è coerente con l'approccio economico alla misurazione della produttività basato su funzioni di produzione flessibili e consente di sintetizzare in un'unica misura l'evoluzione congiunta dell'output e dei fattori produttivi. Le variazioni percentuali di capitale, lavoro, terra e consumi intermedi sono ponderate con le rispettive quote di costo osservate, così da riflettere il contributo economico effettivo di ciascun fattore nel processo produttivo.

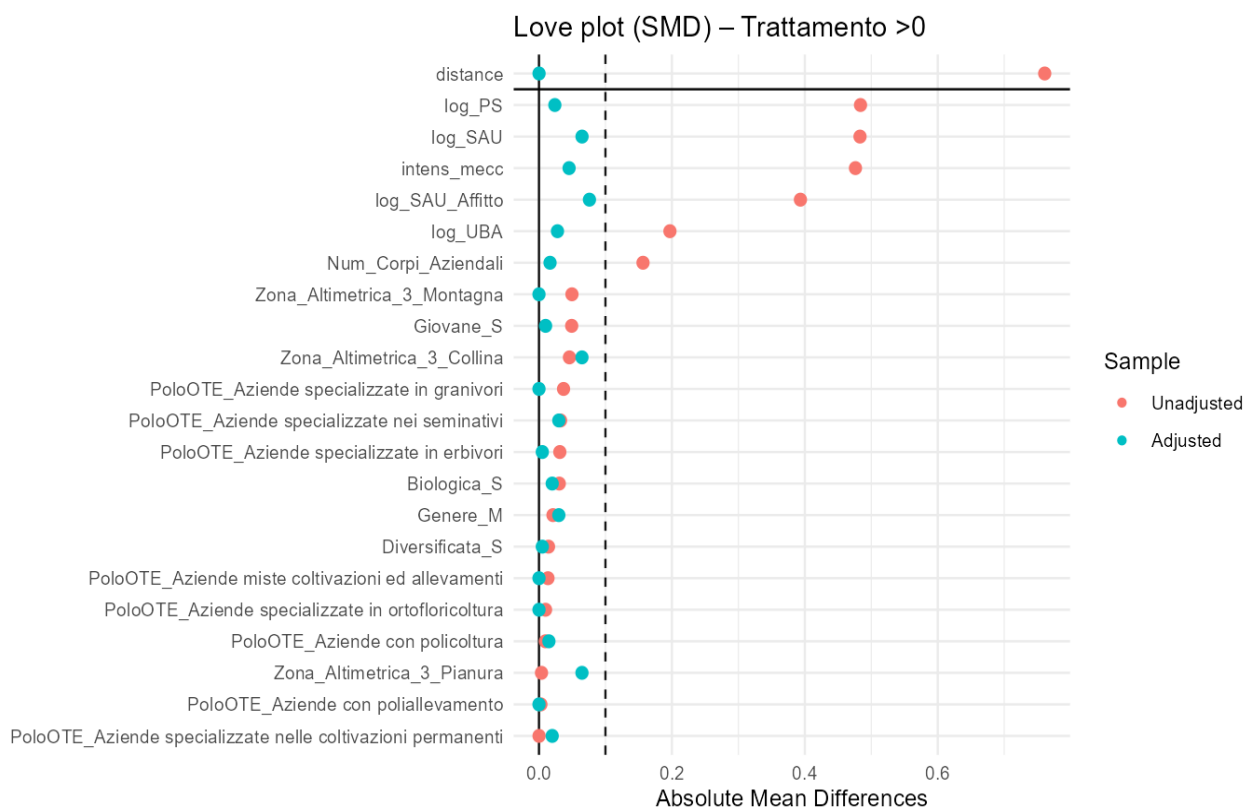
Rispetto ad altri indici suggeriti nelle fiches metodologiche europee, quali l'indice di Fisher, il Törnqvist risulta particolarmente coerente con un'analisi a livello micro-aziendale, in quanto utilizza direttamente le quote di costo effettivamente osservate nelle imprese e si fonda su una formulazione

² La winsorizzazione consiste nella sostituzione dei valori estremi di una variabile con i valori corrispondenti a specifici percentili della distribuzione. Questa procedura è utilizzata per limitare l'influenza di osservazioni molto elevate o molto basse che potrebbero distorcere le statistiche descrittive o le stime econometriche. Nel presente caso la winsorizzazione è applicata ai percentili 1 e 99 della distribuzione dell'indicatore.

che consente una migliore approssimazione di tecnologie produttive caratterizzate da elasticità di sostituzione non costanti. L'indice di Fisher, pur avendo proprietà desiderabili in ambito di contabilità aggregata, si basa su una combinazione simmetrica di indici Laspeyres e Paasche che non incorpora in modo altrettanto diretto l'informazione sulle strutture di costo osservate a livello aziendale. Nel contesto della presente valutazione controfattuale, orientata alla stima di effetti su micro-dati RICA, l'indice di Törnqvist garantisce quindi una maggiore coerenza tra misurazione della produttività e struttura economica effettiva delle aziende analizzate.

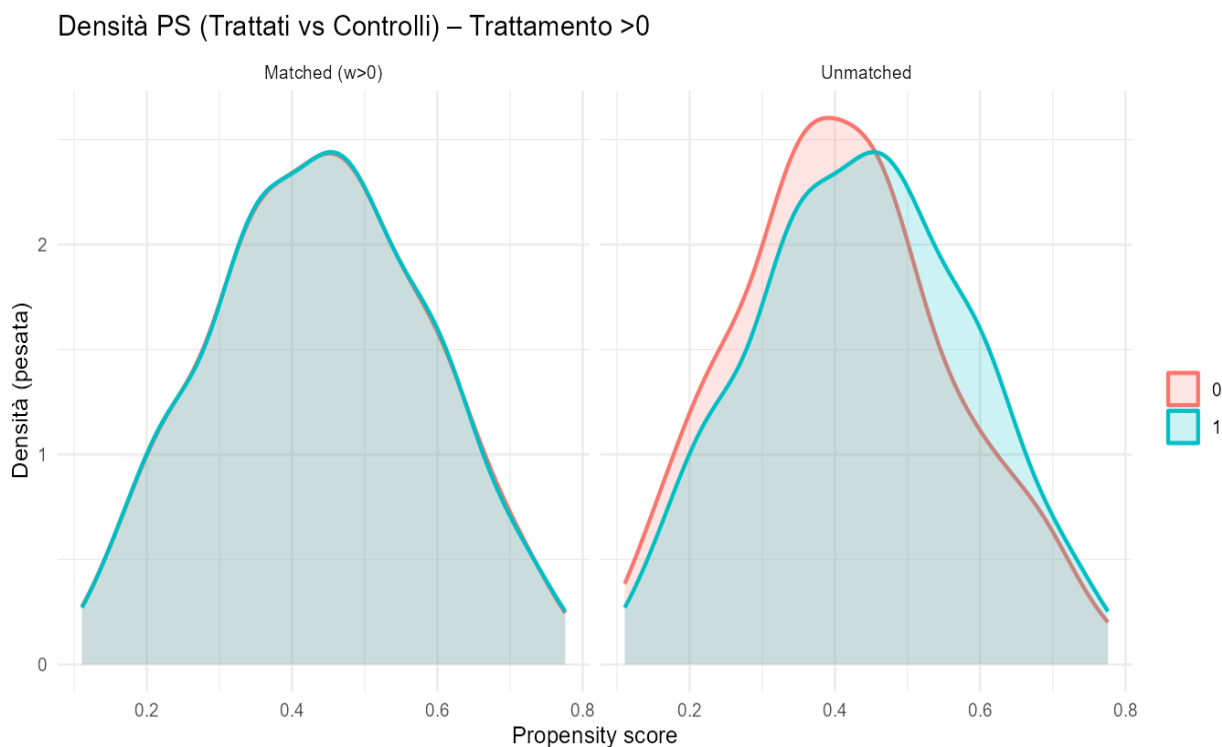
La costruzione dell'indicatore e la sua successiva analisi richiedono informazioni contabili coerenti e, soprattutto, la disponibilità di almeno un periodo pre-trattamento per la costruzione del controfattuale. Ne deriva una selezione campionaria più stringente rispetto a I.01-I.02: tra le aziende beneficiarie osservate, solo una quota dispone di un pre-periodo valido e di serie complete per output e input. Nel perimetro informativo disponibile, il matching porta a un campione nel supporto comune composto da 201 aziende trattate e 124 aziende di controllo. Le diagnostiche post-matching indicano un bilanciamento soddisfacente delle covariate, con standardized mean differences inferiori alle soglie convenzionali (Fig. 6), a supporto della comparabilità tra beneficiari e controlli nella regione di supporto comune (Fig. 7).

Figura 6 - Bilanciamento delle covariate dopo il matching per l'indicatore I.03 (TFP). Standardized mean differences in valore assoluto; soglia convenzionale di 0,1



Fonte: Elaborazione IRES Piemonte su dati RICA

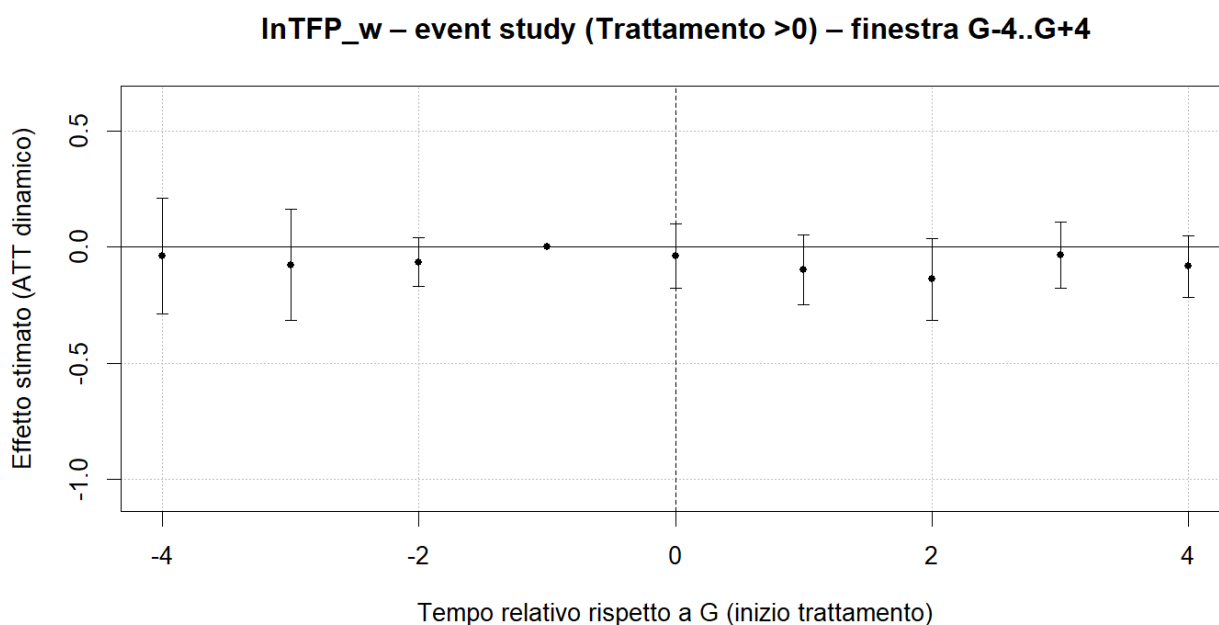
Figura 7 - Distribuzione del propensity score per aziende trattate e controlli nel campione I.03 (TFP) e verifica del supporto comune



Fonte: Elaborazione IRES Piemonte su dati RICA

Sul campione matched è stimato un modello DID con trattamento scaglionato secondo la specificazione di Sun e Abraham (2020), adottando la medesima logica di event study coorte-specifico descritta per I.01-I.02. Il periodo di riferimento è l'anno precedente al primo sostegno (G-1). L'esito principale è stato winsorizzato (1%-99%) al fine di contenere l'influenza di valori estremi riconducibili a irregolarità contabili e/o combinazioni anomale di quote di costo e variazioni degli input. L'evidenza dinamica (Fig. 8) non mostra un incremento della produttività totale dei fattori nel quadriennio successivo all'ingresso nel programma. I coefficienti post-trattamento stimati rispetto a G-1 risultano, in media, di segno negativo nel breve periodo.

Figura 8 - Event study dell'indicatore I.03 (lnTFP_w). Coefficienti stimati rispetto a G-1, modello DID con trattamento scagionato (Sun & Abraham), campione matched (ATT). Intervalli di confidenza al 95%, errori standard clusterizzati a livello aziendale. Outcome winsorizzato 1%-99%.



Fonte: Elaborazione IRES Piemonte su dati RICA.

Il test congiunto di Wald sui coefficienti del post 1–4 respinge l'ipotesi nulla di assenza di variazioni complessive nel periodo di messa a regime ($p\text{-value} = 2,23e-6$), indicando che la dinamica nel post è statisticamente diverso da zero; la direzione, tuttavia, è negativa nella finestra osservata. In termini valutativi, ciò implica che, nel periodo coperto dall'event study fino a G+4, non emerge un miglioramento della TFP associato alla partecipazione al PSR per le aziende beneficiarie comparabili nel supporto comune.

Per interpretare economicamente questa evidenza, la dinamica è stata letta congiuntamente alle componenti che concorrono alla produttività totale, stimando la stessa specificazione DID sulle variabili in logaritmi di output e fattori produttivi (tab.1). Nel periodo post 1–4, l'output (\ln_y), identificato con i ricavi totali aziendali mostra una crescita robusta e statisticamente significativa, coerente con un rafforzamento della capacità produttiva. Contestualmente, aumentano in modo significativo il capitale/ammortamenti e i consumi intermedi, mentre l'input lavoro non evidenzia una variazione sistematica. L'input terra, misurato attraverso gli affitti passivi, mostra una dinamica positiva significativa. Tale risultato va tuttavia interpretato con cautela, poiché la variabile riflette una misura monetaria dell'uso della terra e può risentire sia di differenze strutturali tra aziende (quota di terra in proprietà o in affitto, livello dei canoni locali) sia di scelte contrattuali e contabili.

Tabella 1 - Decomposizione della dinamica produttiva (test congiunto post 1-4)

Variabile (log)	Direzione media nel post 1-4	Statistica	df	p-value	Evidenza
ln_y (output)	↑	3,274	26	4,80e-9	Incremento robusto
ln_ck (capitale/ammortamenti)	↑	1,856	26	0,0213	Investimento significativo
ln_cm (consumi intermedi)	↑	4,517	26	≈ 0	Intensificazione produttiva
ln_cl (lavoro)	≈	1,266	26	0,2058	Nessuna variazione sistematica
ln_ct (terra/affitti)	↑	2,809	26	3,79e-6	Dinamica significativa
lnTFP_w (produttività totale)	↓ (breve periodo)	2,856	26	2,23e-6	Riduzione transitoria

Nota: la colonna "Statistica" riporta il valore del test di Wald congiunto sui coefficienti stimati per i periodi post-trattamento 1-4 (G+1, G+2, G+3, G+4), nell'ambito della specificazione DID con trattamento scaglionato (Sun & Abraham). L'ipotesi nulla testata è che l'effetto complessivo nel periodo di messa a regime sia pari a zero. La colonna "df" indica i gradi di libertà del modello utilizzati nel calcolo della statistica del test, con errori standard clusterizzati a livello aziendale. Il p-value riporta il livello di significatività del test congiunto. La direzione media nel post 1-4 indica il segno prevalente dei coefficienti stimati nel periodo considerato e non coincide con il valore della statistica del test.

Fonte: Elaborazione IRES Piemonte su dati RICA

CONCLUSIONI

Letti congiuntamente, i tre indicatori delineano un messaggio valutativo più forte di quanto non suggerisca una lettura "meccanica" del solo I.03. La competitività, nella cornice CMES, viene osservata attraverso due dimensioni strettamente connesse ma non identiche: la capacità di generare reddito (I.01 e I.02) e la produttività totale dei fattori (I.03). Sul versante del reddito, l'evidenza è netta. Per entrambe le metriche (reddito imprenditoriale e reddito dei fattori) gli effetti stimati sono positivi e statisticamente significativi in più annualità post-trattamento e, soprattutto, i test congiunti sul periodo di messa a regime 1-4 respingono l'ipotesi di assenza di impatto.

In termini economici, questo significa che, per le aziende beneficiarie comparabili ai controlli nel supporto comune, la partecipazione al PSR è associata a una crescita della capacità di remunerare i fattori produttivi e, più in generale, a un miglioramento degli esiti economici nel medio periodo.

Sul versante della produttività totale dei fattori, il risultato è più articolato e richiede un'interpretazione attenta. Nella finestra temporale osservata (fino a G+4), la TFP evidenzia una riduzione media nel periodo post, variazione che risulta statisticamente significativa nel test congiunto post 1-4.

La scomposizione rende questo esito interpretabile in modo piuttosto chiaro: l'output cresce in modo robusto, così come il capitale e i consumi intermedi aumentano anch'essi in modo significativo. Il lavoro, invece, non cambia sistematicamente. In un contesto di investimenti e ristrutturazione produttiva, questo profilo è coerente con una fase di assestamento in cui i nuovi asset e l'intensificazione degli input precedono il pieno dispiegarsi dei guadagni di efficienza, con un effetto transitorio di compressione della TFP. Il punto non è l'"inefficienza", ma il timing: la finestra G+4 può

essere troppo corta per catturare un eventuale recupero della produttività totale una volta stabilizzato il nuovo equilibrio tecnico-organizzativo.

Nel complesso, il giudizio sul contributo del PSR alla competitività è positivo se la competitività è interpretata, in coerenza con la logica di intervento, come miglioramento della performance economica delle aziende beneficiarie e della loro capacità di generare reddito nel medio periodo.

RACCOMANDAZIONI

La prima implicazione è di tipo interpretativo e di monitoraggio: l'evidenza mostra che gli interventi del PSR, nel perimetro delle aziende beneficiarie comparabili, producono un miglioramento robusto degli indicatori di reddito, mentre la TFP nel breve periodo evidenzia una fase di aggiustamento. Questo suggerisce che, nel disegno e nella valutazione delle politiche di competitività, la sola attenzione all'efficienza totale "nel breve" rischia di essere fuorviante rispetto alla natura degli investimenti (siano essi di natura materiale o immateriale), che per definizione incorporano tempi di maturazione. Ne deriva l'opportunità di integrare stabilmente, nella reportistica gestionale e nel quadro valutativo, finestre temporali di osservazione più lunghe per gli esiti di produttività, distinguendo tra effetti immediati sulla capacità produttiva (output) ed effetti differiti sull'efficienza complessiva (TFP).

La seconda implicazione riguarda il contenuto degli interventi: la decomposizione indica una dinamica in cui crescono in modo significativo capitale e consumi intermedi, mentre il lavoro resta sostanzialmente invariato. Questo profilo è coerente con una competitività trainata dall'intensificazione e dall'ammodernamento, ma pone un tema di qualità dell'innovazione: quando l'adozione tecnologica e organizzativa non è accompagnata da adeguati cambiamenti nei processi (gestione, competenze, integrazione digitale, organizzazione della produzione e della commercializzazione), l'aumento degli input può precedere – e talvolta comprimere – i guadagni di efficienza totale. In termini di programmazione, ciò rafforza l'opportunità di presidiare la complementarità tra investimenti materiali e misure "abilitanti" (conoscenza, consulenza, cooperazione e innovazione), in modo che l'accumulazione di capitale si traduca più rapidamente in produttività complessiva e non solo in maggiore scala o intensità produttiva.

La terza implicazione riguarda la lettura dell'eterogeneità: i risultati medi stimati nel presente esercizio controfattuale rappresentano un effetto ATT nel supporto comune e, per definizione, sintetizzano strategie aziendali potenzialmente differenziate. L'approfondimento condotto sulla sola Operazione 4.1.1 (Adamo, 2026) evidenzia come gli interventi possano assumere contenuti strategici diversi – espansione della capacità produttiva, ammodernamento tecnologico, miglioramento qualitativo – con implicazioni differenziate sulla dinamica congiunta di output e fattori produttivi. Pur trattandosi di una componente minoritaria nel policy mix complessivo del campione analizzato per I.03, tale evidenza conferma che la produttività totale può evolvere in modo diverso a seconda della natura dell'intervento e delle condizioni strutturali di partenza delle aziende.

In questo quadro, una fase di aggiustamento della TFP nel breve periodo risulta economicamente coerente nei contesti in cui l'aumento dell'output si accompagna a un incremento rilevante degli input, in particolare del capitale e degli ammortamenti, prima che i guadagni di efficienza si manifestino pienamente. La lettura dei risultati su I.03 richiede quindi di considerare la composizione strategica degli interventi e la struttura produttiva delle imprese beneficiarie, distinguendo tra rafforzamento economico immediato e dinamiche di efficienza che possono maturare su un orizzonte temporale più lungo.

In prospettiva, il rafforzamento dell'integrazione tra dati amministrativi del FEASR e sistema informativo RICA/FADN può contribuire a migliorare ulteriormente la capacità di analizzare tali dinamiche a livello micro, soprattutto in un contesto in cui la valutazione controfattuale richiede basi dati coerenti e longitudinali. Una partecipazione stabile delle aziende beneficiarie ai sistemi informativi rappresenta, in questa prospettiva, un elemento strategico per accrescere la qualità delle future analisi di impatto.

BIBLIOGRAFIA

Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.

Austin, P. C. (2011). An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies. *Multivariate Behavioral Research*, 46(3), 399–424. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.568786>

Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J., & Battese, G. E. (2005). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis* (2nd ed.). Springer.

Diewert, W. E. (1976). Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2), 115–145. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(76\)90009-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9)

European Commission (2018). *Guidelines: Assessing RDP achievements and impacts in 2019*. Brussels.

Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254–277. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>

Adamo, M. (2026). *Valutazione ex-post dell'operazione 4.1.1 del PSR Piemonte 2014–2022: selettività, equità e strategie di investimento*. IRES Piemonte

Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>

Sun, L., & Abraham, S. (2020). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175–199. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.09.006>

Törnqvist, L. (1936). The Bank of Finland's consumption price index. *Bank of Finland Monthly Bulletin*, 10, 1–8.

Xu, X., Sheng, Y., & Ball, V. E. (2023). *Is there a 'price' to pay for agricultural TFP measurement? Limitations of the distance function approach*.

Dumagan, J. C. (2002). Comparing the superlative Törnqvist and Fisher ideal indexes. *Economics Letters*, 76(2), 251–258. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00049-6](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00049-6).

Software e pacchetti R utilizzati

- R Core Team (2024). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Wickham H, François R, Henry L, Müller K, Vaughan D (2023). *dplyr: A Grammar of Data Manipulation*. [doi:10.32614/](https://doi.org/10.32614/). R package version 1.1.4
- Wickham, H. (2023). *stringr: Simple, Consistent Wrappers for Common String Operations*. [doi:10.32614/CRAN.package.stringr](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.stringr). R package version 1.6.0.
- Wickham H, Vaughan D, Girlich M (2025). *tidyr: Tidy Messy Data*. [doi:10.32614/CRAN.package.tidyr](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.tidyr). R package version 1.3.2.
- Wickham H, Henry L (2026). *purrr: Functional Programming Tools*. [doi:10.32614/CRAN.package.purrr](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.purrr). R package version 1.2.1.
- Müller, K., & Wickham, H. (2026). *tibble: Simple Data Frames*. [doi:10.32614/CRAN.package.tibble](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.tibble). R package version 3.3.1.
- Berge L (2018). "Efficient estimation of maximum likelihood models with multiple fixed-effects: the R package FENmlm." CREA Discussion Papers.
- Robinson D, Hayes A, Couch S, Hvitfeldt E (2025). *broom: Convert Statistical Objects into Tidy Tibbles*. [doi:10.32614/CRAN.package.broom](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.broom). R package version 1.0.11.
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*. Springer-Verlag New York.
- Ho, D. E., Imai, K., King, G., & Stuart, E. A. (2011). *MatchIt: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference*. *Journal of Statistical Software*, 42(8), 1-28. [doi:10.18637/jss.v042.i08](https://doi.org/10.18637/jss.v042.i08)
- Greifer, N. (2025). *cobalt: Covariate Balance Tables and Plots*. [doi:10.32614/CRAN.package.cobalt](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.cobalt). R package version 4.6.1.
- McDermott, G. (2025). *ggfixest: Dedicated 'ggplot2' Methods for 'fixest' Objects*. [doi:10.32614/CRAN.package.ggfixest](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.ggfixest). R package version 0.4.0.
- Gohel, D., Moog, S., Heckmann, M. (2026). *officer: Manipulation of Microsoft Word and PowerPoint Documents*. [doi:10.32614/CRAN.package.officer](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.officer). R package version 0.7.3.
- Gohel, D., Skintzos, P. (2025). *flextable: Functions for Tabular Reporting*. [doi:10.32614/CRAN.package.flextable](https://doi.org/10.32614/CRAN.package.flextable). R package version 0.9.10.

A cura di Marco Adamo (IRES Piemonte - Osservatorio rurale del Piemonte - www.piemonterurale.it)

Editing, Stefania Tron - Copyright © 2026 - IRES Piemonte Via Nizza 18 - 10125 Torino www.ires.piemonte.it - 31 marzo 2026

