



## OCCUPAZIONE RURALE E PSR PIEMONTE: TRA DINAMICHE TERRITORIALI ED EFFETTI D'IMPRESA

### SOMMARIO

<b>Inquadramento valutativo e logica di intervento del PSR .....</b>	<b>1</b>
<b>Verifica dei criteri di giudizio .....</b>	<b>4</b>
Criterio di giudizio: il tasso di occupazione nelle aree rurali e intermedie del Piemonte è aumentato .....	4
Criterio di giudizio: il PSR ha contribuito ad accrescere il fabbisogno di lavoro delle aziende agricole beneficiarie.....	7
<b>Conclusioni .....</b>	<b>12</b>
<b>Bibliografia .....</b>	<b>15</b>

### INQUADRAMENTO VALUTATIVO E LOGICA DI INTERVENTO DEL PSR

Il rapporto tra sviluppo rurale e occupazione è un tema delicato nella valutazione delle politiche agricole e territoriali. Da un lato, il lavoro costituisce una dimensione essenziale della vitalità economica e sociale delle aree rurali; dall'altro, gli strumenti della politica di sviluppo rurale agiscono raramente sull'occupazione in modo diretto, producendo piuttosto effetti mediati attraverso gli investimenti, la competitività delle imprese, la diversificazione delle attività e il rafforzamento dei sistemi locali.

Nel caso del Programma di sviluppo rurale del Piemonte, questa relazione deve quindi essere letta tenendo insieme due livelli di analisi. Il primo riguarda l'evoluzione del contesto occupazionale territoriale, il secondo, invece, riguarda la capacità del Programma di incidere sul fabbisogno di lavoro delle imprese agricole beneficiarie, cioè sull'unità economica più direttamente interessata dagli interventi.

In questa prospettiva si colloca il quesito 22 del Questionario valutativo proposto dalla Commissione Europea per lo sviluppo rurale, che chiede di verificare in che misura il Programma di sviluppo rurale abbia contribuito all'obiettivo principale della strategia Europa 2020 consistente nel portare almeno al 75 per cento il tasso di occupazione della popolazione di età compresa tra 20 e 64 anni.

Si tratta di un obiettivo formulato a una scala macroeconomica e territoriale ampia, che richiama una dinamica occupazionale generale e che, proprio per questa ragione, pone un problema di immediata rilevanza valutativa: il contributo di un programma settoriale e territoriale come il PSR non può essere desunto automaticamente dall'andamento dell'indicatore complessivo, ma deve essere ricostruito alla luce della logica di intervento effettivamente attivata dal Programma e della scala alla quale tale contributo può plausibilmente manifestarsi.

Nel caso del PSR del Piemonte, l'analisi della strategia e degli strumenti attuati mostra che il tema dell'occupazione è certamente presente, ma non si traduce in una linea di intervento autonoma e direttamente orientata a modificare il tasso di occupazione della popolazione rurale nel suo complesso.

Già l'analisi SWOT, predisposta nella fase di programmazione del PSR, individuava, tra gli elementi di criticità, la riduzione delle opportunità occupazionali nelle aree rurali e il rischio di incremento della disoccupazione. I fabbisogni associati a tale diagnosi richiamavano il tema del lavoro soprattutto in relazione al rafforzamento della competitività delle imprese agricole, alla diversificazione delle attività economiche e, più in generale, alla creazione di opportunità di sviluppo nelle aree rurali. L'occupazione, dunque, compare nella logica programmatica del PSR come esito atteso di processi di rafforzamento economico e di sviluppo locale, più che come obiettivo perseguito attraverso un dispositivo specificamente costruito per incidere in modo diretto sul tasso di occupazione generale.

Questa impostazione trova conferma nella concreta articolazione del Programma. Infatti, la mancata attivazione della Focus Area 6A segnala che l'Autorità di gestione non ha configurato una strategia autonoma centrata sulla promozione dell'occupazione rurale in senso generale. Tuttavia, diverse operazioni del PSR incorporano una chiara aspettativa di ricaduta occupazionale. Ciò avviene in particolare nelle misure di investimento, dove il lavoro aggiuntivo richiesto dall'attività aziendale, espresso in giornate di lavoro, non è considerato un esito esterno e residuale, ma entra direttamente nei meccanismi di selezione delle domande.

In questo senso, la dimensione occupazionale non è assente dalla logica di intervento del Programma; essa è piuttosto mediata dalla crescita, dalla riorganizzazione e dalla diversificazione delle imprese beneficiarie.

L'esame dei criteri di selezione rafforza in modo decisivo questa interpretazione. Nelle operazioni 4.1.1 e 4.1.2, rivolte al miglioramento del rendimento globale e della sostenibilità delle aziende agricole, viene attribuito un punteggio aggiuntivo ai progetti in grado di determinare un incremento delle giornate di lavoro (Adamo, 2026). Analoga attenzione compare nell'operazione 6.4.1, dove la capacità dell'investimento di generare lavoro aggiuntivo costituisce, ancora una volta, uno degli elementi premianti (Adamo, 2026).

Tale impostazione è particolarmente rilevante dal punto di vista valutativo, perché indica che almeno una parte importante del PSR non considera l'occupazione come un effetto generico e indistinto, ma come una conseguenza attesa dei processi di investimento aziendale. In altri termini, il Programma non promette direttamente un aumento del tasso di occupazione territoriale, ma riconosce, in alcune delle sue misure più significative, un nesso esplicito tra investimento, riorganizzazione dell'attività produttiva e incremento del fabbisogno di lavoro. Questa configurazione orienta anche la lettura valutativa del quesito: l'effetto occupazionale del PSR non può essere ricercato soltanto nella variazione di un indicatore territoriale aggregato, ma deve essere ricostruito anche alla scala alla quale l'intervento agisce più direttamente, cioè nei processi aziendali attraverso cui il sostegno può modificare la quantità di lavoro richiesta dall'attività produttiva.

Da ciò discende una prima implicazione analitica: l'indicatore di riferimento associato alla strategia Europa 2020 è il tasso di occupazione della popolazione tra i 20 e i 64 anni, pienamente pertinente sul piano del quadro strategico generale, ma meno aderente alla catena causale effettivamente attivata dal PSR.

In aggiunta, le statistiche ufficiali lo rendono disponibile su serie storica relativamente ampia soltanto a livello provinciale, corrispondente alla scala NUTS3. A tale livello territoriale l'indicatore consente,

quindi, una lettura descrittiva dell'evoluzione del contesto occupazionale rurale, ma non permette di isolare il contributo del Programma.

Le province, infatti, includono al proprio interno tipologie territoriali diverse secondo la classificazione utilizzata dal PSR, comprese le aree urbane. Per questa ragione, il dato osservato a scala NUTS3 tende a nascondere eterogeneità economiche, demografiche e istituzionali rilevanti, oltre alle differenze territoriali connesse ai meccanismi di attuazione del Programma. L'eventuale variazione del tasso di occupazione provinciale riflette quindi una pluralità di dinamiche che non possono essere ricondotte in modo identificabile al solo PSR.

Questa difficoltà non rappresenta un limite contingente della valutazione, ma dipende dalla natura stessa della relazione tra obiettivo europeo, scala dell'indicatore e struttura effettiva del Programma. Un indicatore territoriale aggregato può essere utile per descrivere se il quadro occupazionale delle aree rurali sia migliorato o peggiorato nel tempo; non è però sufficiente, da solo, a rispondere in termini attributivi al quesito sul contributo del PSR.

Anche nell'analisi territoriale sviluppata ad hoc per il quesito sul contributo del Programma allo sviluppo territoriale equilibrato (Adamo, 2026), emerge l'assenza di effetti direttamente misurabili sul tasso di occupazione comunale. In quel contesto, il risultato è stato interpretato non come prova dell'irrelevanza dell'intervento, ma come esito coerente con una politica attuata attraverso il metodo LEADER, basata su azioni diffuse, di scala contenuta e fortemente mediate dai contesti locali. Nel presente quesito valutativo, questa considerazione vale a maggior ragione, poiché gli interventi analizzati incidono prima di tutto sulle imprese e solo indirettamente, in forma aggregata, sui territori.

Per questa ragione, la logica valutativa del quesito viene articolata su due piani distinti e complementari. Il primo riguarda l'evoluzione del tasso di occupazione nelle aree rurali e intermedie del Piemonte e consente di collocare il Programma entro il più ampio contesto delle dinamiche occupazionali regionali e sovragionali. Questo piano ha una funzione descrittiva e non attributiva, perché l'indicatore territoriale disponibile non consente di isolare il contributo causale del PSR. Il secondo piano riguarda invece la verifica del contributo del Programma all'accrescimento del fabbisogno di lavoro delle imprese agricole beneficiarie delle operazioni nelle quali la dimensione occupazionale entrava direttamente nella logica selettiva del bando. Questo livello di analisi è più aderente alla struttura effettiva dell'intervento, perché sposta l'attenzione dall'occupazione territoriale aggregata ai processi aziendali attraverso cui il sostegno può incidere sulla quantità di lavoro richiesta dall'attività produttiva. In tale prospettiva, l'effetto occupazionale del Programma viene interpretato non come variazione generale del tasso di occupazione, ma come possibile incremento del fabbisogno di lavoro nelle imprese direttamente interessate da misure che attribuivano rilievo a tale dimensione.

Alla luce di tali considerazioni, il capitolo successivo sviluppa la valutazione lungo due criteri di giudizio. Il primo verifica se il tasso di occupazione nelle aree rurali sia aumentato nel periodo di attuazione del Programma, utilizzando tale evidenza come quadro di contesto. Il secondo verifica se il PSR abbia contribuito ad accrescere il fabbisogno di lavoro delle aziende agricole beneficiarie rispetto al controfattuale

In questo secondo ambito, l'analisi si concentra sulla componente di lavoro dipendente osservabile attraverso le Comunicazioni Obbligatorie (COB), misurata in Full Time Equivalent (FTE) a livello di impresa e anno. L'indicatore non intercetta quindi il lavoro familiare, il lavoro autonomo o altre forme di apporto lavorativo non registrate nelle COB, ma consente di osservare in modo standardizzato la componente più direttamente riconducibile all'attivazione di lavoro dipendente da parte delle aziende agricole. In questa prospettiva, il fabbisogno di lavoro viene interpretato non come

generico assorbimento complessivo di lavoro aziendale, ma come variazione del lavoro dipendente effettivamente registrato nelle imprese beneficiarie rispetto a imprese comparabili non sostenute dal Programma.

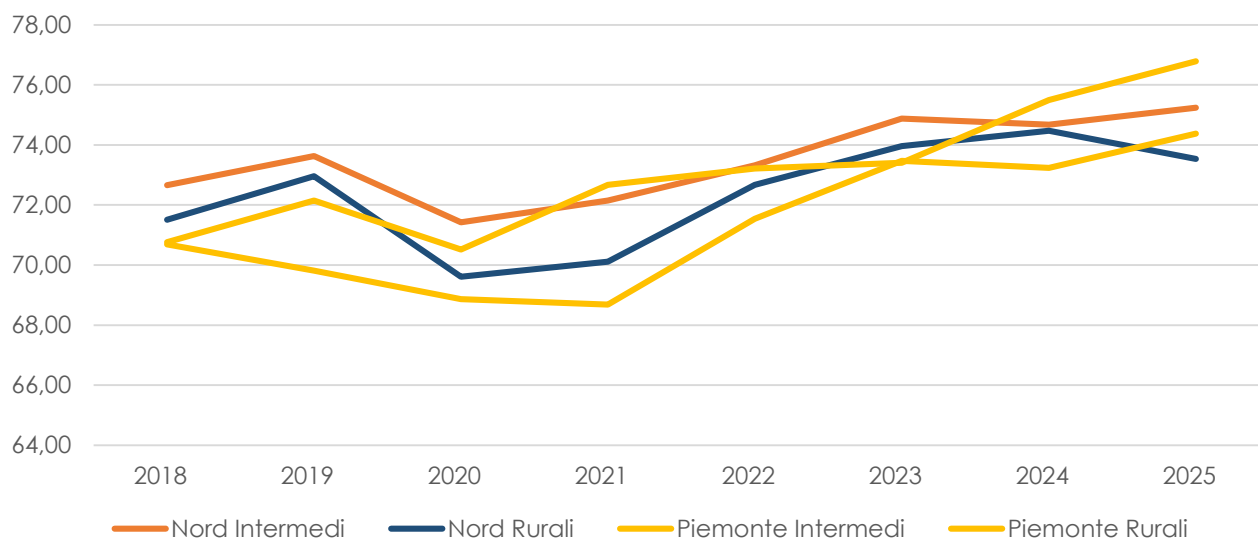
Un ulteriore elemento rilevante riguarda la dimensione temporale dell'intervento. L'analisi assume come riferimento temporale del trattamento il momento di ammissione al sostegno, poiché è in questa fase che l'impresa entra formalmente nel perimetro dei beneficiari del Programma e dispone di un segnale amministrativo rilevante per orientare le proprie decisioni di investimento e organizzazione produttiva. Questa scelta consente di collocare il trattamento in un momento coerente con l'attivazione del rapporto tra impresa e PSR, evitando che fasi già interessate dalla programmazione o dall'avvio dell'investimento siano considerate impropriamente come periodi pienamente pre-trattamento. La successiva analisi controfattuale approfondisce questo aspetto attraverso specificazioni alternative del timing di trattamento, così da verificare la sensibilità dei risultati rispetto alla possibile anticipazione degli aggiustamenti occupazionali.

## VERIFICA DEI CRITERI DI GIUDIZIO

### **Criterio di giudizio: il tasso di occupazione nelle aree rurali e intermedie del Piemonte è aumentato**

Il primo criterio di giudizio considera l'evoluzione del tasso di occupazione della popolazione di età compresa tra 20 e 64 anni nelle aree rurali e intermedie del Piemonte durante il periodo di attuazione del Programma. Coerentemente con quanto discusso nell'inquadramento valutativo, tale criterio non ha una funzione attributiva, poiché l'indicatore disponibile non consente di isolare il contributo causale del PSR, ma svolge una funzione descrittiva e di contestualizzazione. L'obiettivo è verificare se, nel corso del periodo considerato, le aree piemontesi a più marcata componente rurale abbiano registrato un miglioramento del quadro occupazionale e come tale andamento si collochi rispetto a contesti territoriali comparabili del Nord Italia. A questo fine, l'analisi è costruita confrontando la dinamica del tasso di occupazione osservata nelle aree rurali del Piemonte con quella rilevata nelle aree rurali delle altre regioni del Nord, e parallelamente la dinamica delle aree intermedie piemontesi con quella delle aree intermedie del medesimo insieme territoriale. La scelta di questo benchmark risponde all'esigenza di evitare confronti con aggregati eccessivamente eterogenei, privilegiando invece unità territoriali che condividono, almeno in termini generali, caratteristiche insediative e condizioni strutturali più simili. Resta comunque necessario precisare che la classificazione territoriale utilizzata deriva da una tassonomia di livello NUTS3 e restituisce quindi una rappresentazione necessariamente aggregata della ruralità, utile per l'analisi di contesto ma non pienamente coincidente con la geografia effettiva degli interventi attivati dal Programma. In questa prospettiva, il criterio consente di stabilire se il contesto occupazionale delle aree rurali e intermedie piemontesi abbia mostrato un'evoluzione favorevole, stagnante o relativamente meno dinamica rispetto a territori comparabili, senza che tali differenze possano essere interpretate, di per sé, come effetto del PSR. L'esame di questo primo criterio fornisce pertanto il quadro generale entro cui collocare la successiva analisi microeconomica, nella quale il contributo del Programma viene invece verificato in modo più aderente alla sua logica di intervento, ossia attraverso la variazione del fabbisogno di lavoro delle aziende beneficiarie rispetto al controfattuale.

Il confronto tra aree rurali e intermedie del Piemonte e corrispondenti aree del Nord (fig. 1 e tab.1) mostra anzitutto che, nel periodo 2018–2025, il tasso di occupazione registra un aumento in tutti i contesti considerati, ma con intensità differenti.

**Figura 1 - Tasso di occupazione 20–64 anni nelle aree rurali e intermedie del Piemonte e del Nord, 2018–2025**

Fonte: Elaborazione IRES su dati ISTAT

**Tabella 1 - Tasso di occupazione 20–64 anni nelle aree rurali e intermedie del Piemonte e del Nord, 2018–2025**

Territori	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	Var. 2018–2025, punti	Var. 2018–2025, %
Nord Intermedi	72,66	73,63	71,43	72,15	73,32	74,88	74,67	75,25	2,58	3,6
Nord Rurali	71,51	72,96	69,61	70,11	72,67	73,96	74,47	73,53	2,02	2,8
Piemonte Intermedi	70,68	69,82	68,86	68,68	71,54	73,47	73,24	74,38	3,69	5,2
Piemonte Rurali	70,76	72,15	70,52	72,67	73,21	73,41	75,49	76,79	6,03	8,5

Fonte: Elaborazione IRES su dati ISTAT

La crescita più marcata si osserva nelle aree rurali piemontesi, dove l'indicatore passa da 70,76 nel 2018 a 76,79 nel 2025. L'incremento è pari a 6,03 punti, corrispondente a una variazione del 8,5 per cento rispetto al valore iniziale. Si tratta di una dinamica nettamente più intensa di quella rilevata nelle aree rurali del Nord, che crescono da 71,51 a 73,53, con un aumento di 2,02 punti, pari al 2,8 per cento. Il dato suggerisce quindi che, nel periodo considerato, le aree rurali piemontesi non solo abbiano recuperato il divario iniziale rispetto ai territori rurali comparabili del Nord, ma abbiano anche concluso la serie su livelli più elevati.

Questo aspetto emerge con chiarezza anche osservando l'evoluzione del differenziale tra i due aggregati. Nel 2018 le aree rurali del Piemonte presentavano un tasso di occupazione inferiore di circa 0,75 punti rispetto alla media delle aree rurali del Nord. Nel 2025 il segno del differenziale si rovescia: il Piemonte rurale raggiunge infatti un valore superiore di 3,26 punti rispetto al benchmark settentrionale. La distanza complessiva recuperata nell'intero periodo è quindi di poco superiore a 4 punti. La traiettoria, tuttavia, non è lineare. Dopo il vantaggio piemontese osservato nel 2020, nel 2021 e nel 2022, nel 2023 le aree rurali del Nord tornano temporaneamente a collocarsi leggermente sopra il Piemonte. Il sorpasso piemontese si consolida però nel biennio finale, quando il tasso di

occupazione rurale regionale accelera fino a 75,49 nel 2024 e 76,79 nel 2025, mentre il Nord rurale si arresta a 74,47 nel 2024 e arretra a 73,53 nel 2025. Il miglior andamento delle aree rurali piemontesi, dunque, non dipende da un solo anno eccezionalmente favorevole, ma da una dinamica finale significativamente più robusta.

Anche nelle aree intermedie il Piemonte mostra un miglioramento apprezzabile, sebbene meno netto in termini comparativi. Il tasso di occupazione passa da 70,68 nel 2018 a 74,38 nel 2025, con un incremento di 3,69 punti, pari al 5,2 per cento. La crescita è quindi superiore, in termini relativi e assoluti, a quella registrata nelle aree intermedie del Nord, che salgono da 72,66 a 75,25, ossia di 2,58 punti, pari al 3,6 per cento. Tuttavia, a differenza di quanto osservato nelle aree rurali, il Piemonte intermedio non riesce a colmare integralmente il divario iniziale. Nel 2018 il distacco rispetto al Nord intermedio era pari a circa 1,98 punti; nel 2025 esso si riduce a 0,87 punti, con un recupero di poco superiore a un punto, ma senza un effettivo sorpasso.

Anche in questo caso la serie mostra una fase di contrazione nel biennio 2019–2020, più accentuata in Piemonte che nel benchmark del Nord. Le aree intermedie piemontesi scendono infatti da 70,68 nel 2018 a 68,86 nel 2020, perdendo circa 1,82 punti, mentre il Nord intermedio passa da 72,66 a 71,43, con una riduzione di 1,23 punti. La ripresa successiva è però relativamente più intensa nel caso piemontese. Tra il punto di minimo del 2021, pari a 68,68, e il 2025, il Piemonte intermedio recupera 5,70 punti, mentre il Nord intermedio, da 72,15 a 75,25, recupera 3,10 punti. In altri termini, nelle aree intermedie il Piemonte mostra una capacità di recupero significativa, ma questa non è sufficiente a chiudere del tutto il differenziale accumulato rispetto ai territori comparabili del Nord.

Considerati nel loro insieme, i dati consentono di formulare alcune indicazioni abbastanza solide sul piano descrittivo. In primo luogo, il tasso di occupazione aumenta sia nelle aree rurali sia nelle aree intermedie del Piemonte lungo l'intero periodo osservato, con un'intensità della crescita superiore a quella rilevata nei corrispondenti aggregati del Nord. In secondo luogo, tale dinamica risulta particolarmente favorevole nelle aree rurali, dove il Piemonte passa da una posizione inizialmente inferiore a una chiaramente superiore rispetto al benchmark. In terzo luogo, le aree intermedie mostrano anch'esse un miglioramento non trascurabile, ma restano su livelli lievemente inferiori rispetto alle aree intermedie del Nord, pur riducendo il divario iniziale.

Su questa base, **il primo criterio di giudizio può considerarsi soddisfatto limitatamente al piano descrittivo**: durante il periodo di attuazione del Programma, il tasso di occupazione nelle aree rurali e intermedie del Piemonte è aumentato, collocandosi lievemente sopra il target del 75%, e nelle aree rurali la dinamica osservata risulta anche relativamente più favorevole di quella rilevata in contesti territoriali comparabili del Nord Italia. Resta naturalmente fermo che tale evidenza non può essere letta come prova del contributo causale del PSR, ma definisce il quadro occupazionale generale entro cui collocare l'analisi successiva, dedicata alla verifica più stretta degli effetti del Programma sul fabbisogno di lavoro delle aziende beneficiarie.

L'evidenza discussa consente dunque di concludere che, nel periodo di attuazione del Programma, il contesto occupazionale delle aree rurali e intermedie del Piemonte ha mostrato un'evoluzione favorevole, con dinamiche particolarmente positive nelle aree rurali. Proprio perché questa verifica resta confinata al piano descrittivo e non permette di attribuire causalmente tali andamenti al PSR, la valutazione deve ora spostarsi sul livello microeconomico, nel quale il contributo del Programma può essere esaminato in modo più aderente alla sua logica di intervento, ossia attraverso la variazione del fabbisogno di lavoro delle aziende beneficiarie rispetto al controfattuale.

## Criterio di giudizio: il PSR ha contribuito ad accrescere il fabbisogno di lavoro delle aziende agricole beneficiarie

### Metodologia di analisi controfattuale

La verifica del secondo criterio di giudizio richiede di stimare in che misura il sostegno del PSR abbia inciso sul fabbisogno di lavoro delle aziende agricole beneficiarie rispetto a quanto sarebbe avvenuto in assenza dell'intervento. Il problema è quindi di natura controfattuale: per le imprese sostenute si osserva l'esito effettivo, ma non la traiettoria che esse avrebbero seguito se non fossero state ammesse al sostegno. L'obiettivo dell'analisi è ricostruire questa traiettoria non osservabile attraverso un confronto con imprese non beneficiarie aventi caratteristiche il più possibile simili nel periodo precedente all'intervento.

Per affrontare questo problema, l'analisi adotta una strategia integrata basata sulla combinazione di Propensity Score Matching (PSM) e Difference-in-Differences (DID) su dati in formato panel, nella specificazione per trattamenti scaglionati nel tempo proposta da Sun e Abraham (2021).

Tale scelta consente, da un lato, con il PSM, di costruire un gruppo di controllo comparabile alle imprese beneficiarie sulla base delle loro caratteristiche osservabili pre-intervento e, dall'altro, con il DID di stimare l'effetto del sostegno tenendo conto sia dell'eterogeneità temporale nell'accesso al programma sia della dinamica degli esiti nel tempo.

La prima fase consiste, quindi, nella costruzione del campione comparabile mediante matching. Questo passaggio è importante perché l'accesso al sostegno non è casuale visto che le imprese beneficiarie possono differire sistematicamente da quelle non beneficiarie per caratteristiche strutturali che influenzano anche il fabbisogno di lavoro. Per ridurre questo problema per ciascuna impresa viene stimata la probabilità di ricevere il sostegno in funzione di un vettore di covariate rilevate nel periodo pre-intervento:

$$P(T_i = 1 | X_i) = \Pr(T_i = 1 | X_i)$$

dove  $T_i$  indica lo stato di trattamento (beneficiario PSR o no) e  $X_i$  rappresenta l'insieme delle caratteristiche osservabili dell'impresa. Le imprese trattate vengono quindi abbinata a imprese non trattate con valori simili del propensity score, così da ottenere un campione in cui la distribuzione delle covariate risulti il più possibile equilibrata tra i due gruppi. La qualità del matching viene verificata attraverso indicatori di bilanciamento, che consentono di valutare la riduzione delle differenze iniziali tra beneficiari e non beneficiari.

Una volta costruito il campione accoppiato, la stima dell'effetto del sostegno viene effettuata mediante un modello Difference-in-Differences dinamico con effetti fissi di impresa e di anno, nella specificazione per trattamenti scaglionati proposta da Sun e Abraham. Questa impostazione è necessaria perché le imprese non entrano nel Programma nello stesso anno, ma risultano ammesse al sostegno in momenti differenti. In presenza di questa adozione scaglionata, una specificazione DID tradizionale rischierebbe di confrontare tra loro unità trattate in periodi diversi in modo non pienamente coerente, soprattutto se gli effetti del sostegno variano nel tempo o tra coorti di ingresso. La specificazione adottata consente invece di stimare l'effetto del Programma in funzione del tempo relativo rispetto all'anno di ammissione al sostegno, distinguendo i periodi precedenti al trattamento, utili per verificare la plausibilità dell'ipotesi di trend paralleli, dai periodi successivi, nei quali si osserva la dinamica dell'effetto. Formalmente il modello adottato è:

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k \neq -1} \beta_{gk} 1\{t - G_i = k\} + \varepsilon_{it}$$

dove  $Y_{it}$  rappresenta il fabbisogno di lavoro dell'impresa  $i$  nell'anno  $t$ ,  $\alpha_i$  sono gli effetti fissi di impresa,  $\lambda_t$  gli effetti fissi di anno,  $G_i$  indica l'anno di ammissione al sostegno dell'impresa  $i$ , e  $t - G_i = k$  rappresenta il tempo relativo rispetto al trattamento. I coefficienti  $\beta$  misurano l'effetto del sostegno per ciascuna coorte di ammissione  $g$  e per ciascun tempo relativo  $k$ , assumendo come periodo di riferimento l'anno immediatamente precedente al trattamento, cioè  $k=-1$ . Gli effetti riportati nell'analisi derivano dall'aggregazione di questi coefficienti dinamici per tempo relativo.

Un elemento centrale dell'impostazione riguarda la definizione del momento di trattamento. In questa analisi la specificazione principale assume come inizio del trattamento l'anno di ammissione al sostegno. Tale scelta è coerente con la definizione amministrativa dell'accesso all'intervento, poiché è con l'ammissione che l'impresa entra formalmente nel perimetro dei beneficiari del programma. Questa definizione consente inoltre di collocare il trattamento in un momento più vicino alla decisione pubblica che rende effettivamente operativo il sostegno, evitando di spostare artificialmente in avanti l'inizio dell'intervento.

Accanto a questa specificazione principale, l'analisi propone una seconda lettura in cui il trattamento viene anticipato di un anno rispetto all'ammissione, adottando quindi una definizione  $G-1G-1G-1$ . La finalità di questa specificazione non è ridefinire amministrativamente il trattamento, ma verificare se una parte degli effetti sul fabbisogno di lavoro possa manifestarsi già nella fase immediatamente precedente all'atto formale di ammissione. In tale fase, infatti, l'impresa ha generalmente già presentato domanda ed è coinvolta in un iter istruttorio che può rendere sufficientemente probabile l'accesso al sostegno da influenzare le decisioni di investimento e di organizzazione produttiva. Ne consegue che alcune aziende possono aver già avviato, o programmato in modo operativo, interventi suscettibili di riflettersi anche sul lavoro, pur in assenza dell'atto formale di ammissione. La specificazione va pertanto intesa come analisi complementare, utile a cogliere possibili effetti di anticipazione, e non come alternativa alla specificazione principale fondata sull'anno di ammissione. Il modello include effetti fissi di impresa e di anno, così da controllare rispettivamente per l'eterogeneità non osservata costante nel tempo tra aziende e per gli shock comuni che colpiscono tutte le unità in ciascun anno. Gli errori standard sono clusterizzati a livello di impresa, al fine di tenere conto della possibile correlazione seriale intra-unità<sup>1</sup>.

L'analisi assume come variabile risultato il fabbisogno di lavoro aziendale misurato in **Full Time Equivalent (FTE)**, costruito a partire dalle **Comunicazioni obbligatorie (COB)**. Si tratta di una misura standardizzata del lavoro dipendente attivato dall'impresa, espressa in equivalenti a tempo pieno. L'indicatore risulta coerente con l'obiettivo valutativo, poiché consente di verificare se il sostegno abbia contribuito a un incremento del lavoro esterno all'impresa familiare, ossia della componente più direttamente associabile alla creazione di occupazione.

Gli effetti del trattamento sono presentati in forma dinamica mediante stime per tempo relativo, che consentono di osservare l'evoluzione dell'impatto attorno all'anno di accesso al sostegno e di verificare l'eventuale presenza di scostamenti già nel periodo precedente. A complemento della lettura grafica degli event study, vengono inoltre riportati test congiunti (test di Wald) sui coefficienti dei periodi pre-trattamento e post-trattamento. Nel caso dei coefficienti pre-trattamento, il test serve a verificare se le traiettorie delle imprese trattate e di controllo risultino, prima dell'intervento, complessivamente coerenti con l'ipotesi di trend paralleli.

---

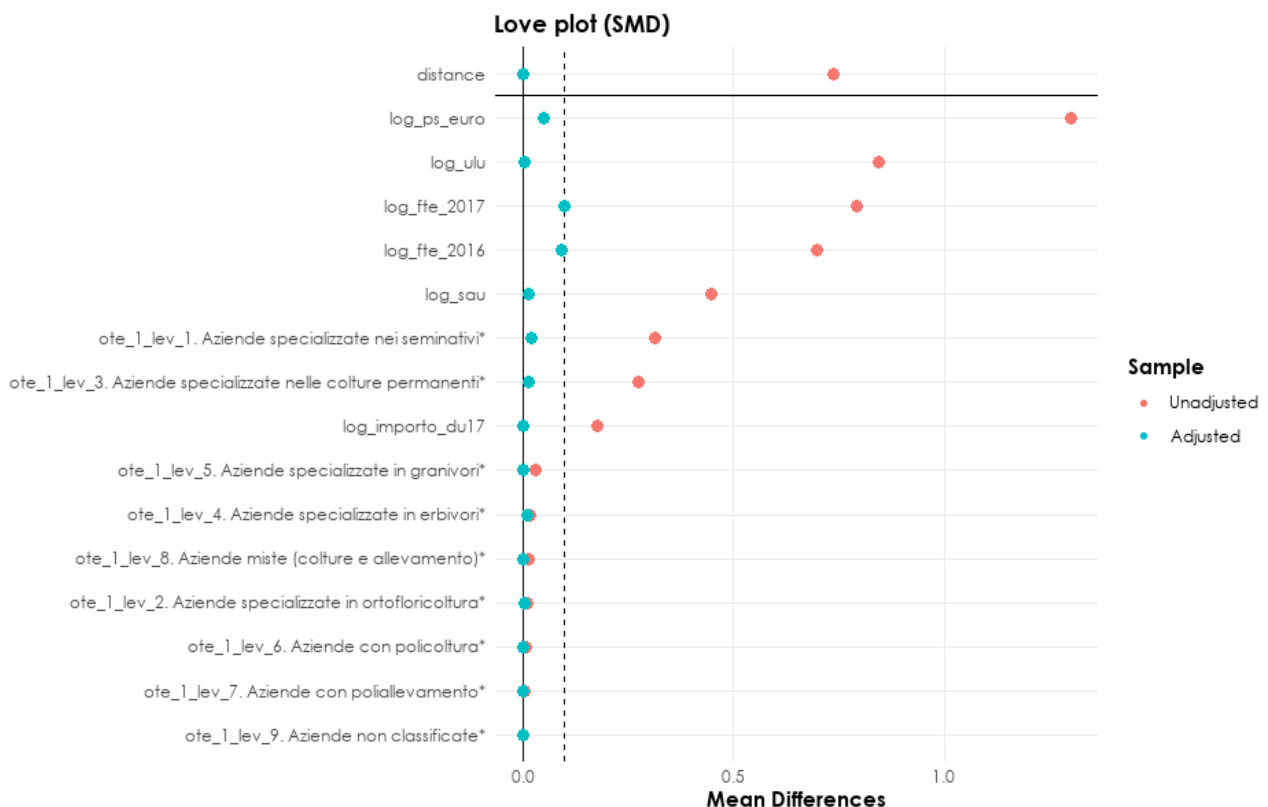
<sup>1</sup> Nei dati panel, la stessa impresa è osservata in più anni consecutivi. Per questa ragione, gli scostamenti non spiegati dal modello in un dato anno possono essere in parte collegati a quelli degli anni successivi, perché riflettono fattori aziendali non osservati che tendono a persistere nel tempo. La clusterizzazione degli errori standard a livello di impresa serve a tener conto di questa dipendenza temporale interna a ciascuna unità ed evita di sottostimare l'incertezza statistica delle stime.

Nel caso dei coefficienti post-trattamento, il test non sostituisce la lettura dell'event study, ma la integra. I coefficienti stimati restano infatti la misura dell'effetto nei diversi tempi relativi e ne descrivono direzione e intensità. Il test di Wald, invece, aggiunge a questa lettura una verifica congiunta della loro precisione statistica, tenendo conto anche della variabilità delle stime, rappresentata nei grafici dagli intervalli di confidenza. Un esito non significativo del test non implica quindi che i coefficienti stimati siano privi di significato, ma segnala che, considerati nel loro insieme e alla luce della loro incertezza, essi non forniscono evidenza sufficientemente solida di un impatto robusto nell'insieme delle annualità considerate.

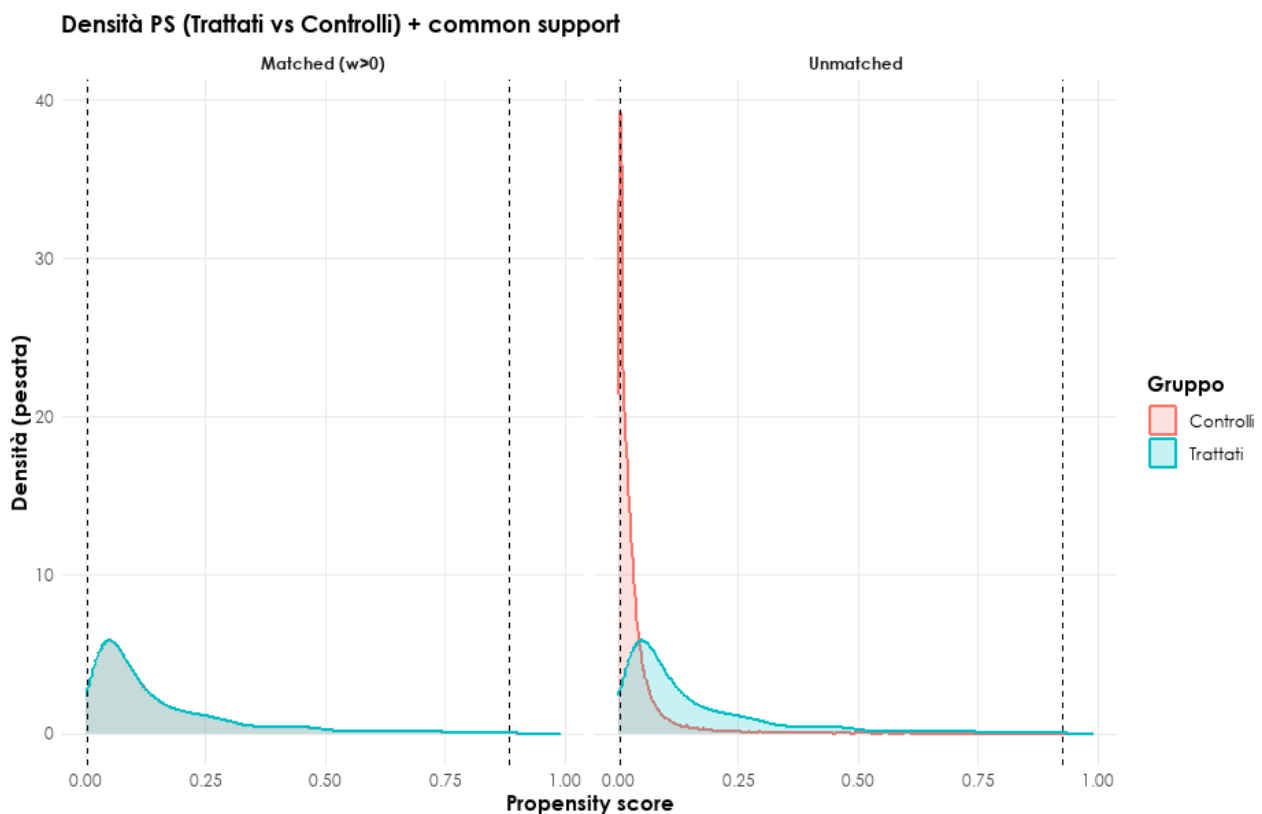
## Risultati

Prima della stima controfattuale, la procedura di matching ha migliorato in misura netta la comparabilità tra imprese beneficiarie e imprese di controllo. Il love plot mostra infatti che, dopo l'abbinamento, gli squilibri iniziali osservati sulle principali covariate pre-intervento si riducono drasticamente e si collocano su valori prossimi allo zero, ampiamente al di sotto delle soglie comunemente considerate problematiche (fig.2). Nella stessa direzione, il confronto tra le distribuzioni del propensity score evidenzia che, mentre nel campione non trattato originario permaneva una forte concentrazione dei controlli su valori molto bassi di probabilità di trattamento, nel campione matched le distribuzioni dei due gruppi risultano quasi sovrapposte lungo il common support (fig.3). In conclusione, questi elementi indicano che il matching ha prodotto un campione di confronto sufficientemente bilanciato e coerente con l'impianto controfattuale dell'analisi.

**Figura 2 - Bilanciamento delle covariate prima e dopo il matching**



Fonte: Elaborazione IRES Piemonte

**Figura 3 - Distribuzione del propensity score prima e dopo il matching**

Fonte: Elaborazione IRES Piemonte

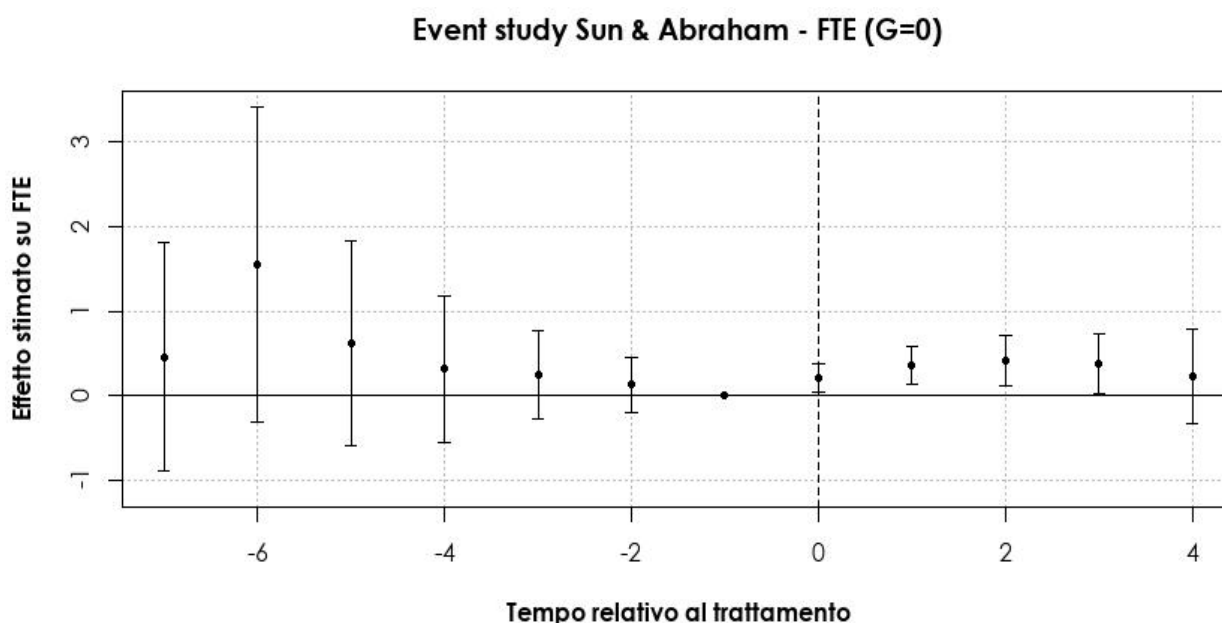
Nella specificazione principale, che assume come inizio del trattamento l'anno di ammissione al sostegno ( $G=0$ ), il profilo dei coefficienti pre-trattamento non segnala criticità sostanziali, risultando soddisfacente per l'ipotesi dei trend paralleli tra i due campioni (fig. 4). Sulla stessa linea risulta anche il test di Wald condotto sugli anni precedenti al trattamento (tab.2).

Sul versante post-trattamento, l'event study evidenzia coefficienti positivi nell'anno di ammissione e nei tre anni successivi: +0,212 FTE al tempo 0, +0,356 al tempo 1, +0,416 al tempo 2 e +0,378 al tempo 3, tutti statisticamente significativi, mentre il coefficiente al tempo 4 resta positivo ma perde la significatività statistica (+0,221). Tuttavia, quando tali coefficienti vengono valutati congiuntamente attraverso il test di Wald sul periodo post 0:4, l'ipotesi nulla di assenza di effetto complessivo non può essere respinta (tab. 3). Ne deriva che la specificazione principale segnala una dinamica post-intervento orientata mediamente in senso positivo, ma l'incertezza associata alle stime, rappresentata nel grafico dall'ampiezza delle barre verticali sopra e sotto ciascun valore stimato, non consente di identificare con sufficiente solidità un incremento medio complessivo del fabbisogno di lavoro sull'intero insieme delle annualità considerate.

**Tabella 2 - Test di Wald sui coefficienti pre- e post-trattamento delle specificazioni event study**

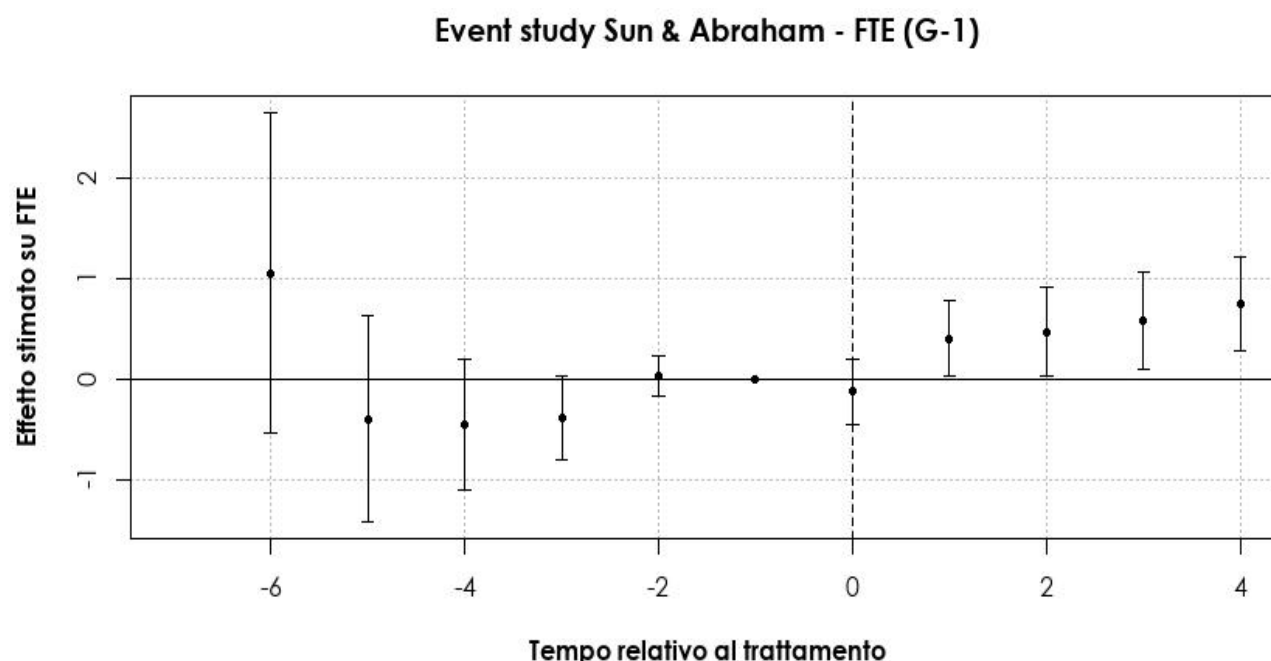
test	statistic	df	p_value
Wald post G-0	3,180	5	0,672
Wald pre G-0	1,510	3	0,680
Wald post G-1	7,601	4	0,107
Wald pre G-1	2,899	3	0,407

Fonte: Elaborazione IRES Piemonte

**Figura 4 - Effetto del PSR sul fabbisogno di lavoro dipendente: event study con trattamento nell'anno di ammissione, G=0**

Fonte: Elaborazione IRES Piemonte

La seconda specificazione, costruita anticipando convenzionalmente di un anno l'inizio del trattamento (G-1), restituisce un quadro in parte diverso (fig. 5). Anche in questo caso il test di Wald sui coefficienti pre-trattamento non evidenzia scostamenti sistematici, pur in presenza di un coefficiente al tempo -3 negativo e debolmente significativo (limitato alla soglia del 10%). Nel periodo successivo, invece, la dinamica appare più intensa e regolare: i coefficienti ai tempi 1, 2, 3 e 4 risultano tutti positivi e statisticamente significativi, rispettivamente pari a +0,406, +0,473, +0,580 e +0,747 FTE (fig.5). Tuttavia, anche in questo caso il test di Wald sui coefficienti post 1:4 non risulta significativo (tab.3). Questo risultato non annulla il segnale positivo restituito dai coefficienti puntuali dell'event study, ma indica che tale dinamica, una volta considerata congiuntamente e tenuto conto della relativa incertezza statistica, non raggiunge un livello di robustezza sufficiente per identificare un effetto complessivo nel periodo considerato.

**Figura 5 - Effetto del PSR sul fabbisogno di lavoro dipendente: event study con trattamento anticipato di un anno, G-1**

Fonte: Elaborazione IRES Piemonte

La lettura congiunta delle due specificazioni porta quindi a un'interpretazione prudente. Se il trattamento viene definito in senso strettamente amministrativo, cioè nell'anno di ammissione, l'evidenza disponibile non consente di concludere per un effetto complessivo statisticamente robusto sul fabbisogno di lavoro misurato in FTE. Se però si considera anche la possibilità che le imprese abbiano iniziato ad assumere decisioni operative già nella fase immediatamente precedente all'ammissione, emerge un segnale positivo più netto sul piano dei coefficienti puntuali dell'event study, compatibile con l'ipotesi di effetti di anticipazione, ma non confermato in termini di significatività congiunta dai test di Wald. In questo senso, i risultati suggeriscono un possibile disallineamento tra timing amministrativo e timing economico dell'intervento: l'impatto sul lavoro dipendente appare più visibile quando si ammette che una parte delle decisioni aziendali possa essersi attivata prima dell'atto formale di concessione, ma tale evidenza resta complessivamente prudente sul piano inferenziale.

## CONCLUSIONI

Alla luce delle analisi svolte, il quesito valutativo comune 22 richiede una risposta articolata su due piani distinti ma coerenti tra loro. Sul piano descrittivo, il primo criterio di giudizio può considerarsi soddisfatto: nel periodo di attuazione del Programma il tasso di occupazione nelle aree rurali e intermedie del Piemonte è aumentato, e nelle aree rurali la dinamica osservata risulta anche relativamente più favorevole di quella rilevata nei territori comparabili del Nord Italia. Questa evidenza, tuttavia, conserva un significato di contesto e non assume un ruolo attributivo, poiché l'indicatore territoriale disponibile opera a una scala troppo aggregata per isolare in modo credibile il contributo causale del PSR. Il miglioramento del quadro occupazionale rurale piemontese costituisce dunque il contesto entro cui collocare la valutazione, non la prova diretta dell'effetto del Programma.

Più aderente alla logica di intervento del PSR è invece la verifica del secondo criterio di giudizio, fondata sull'analisi controfattuale del fabbisogno di lavoro dipendente delle aziende beneficiarie,

misurato in Full Time Equivalent. Su questo piano l'evidenza restituisce un risultato meno forte di quanto suggerirebbe una lettura puramente descrittiva, pur tuttavia lasciando intravedere dei segnali positivi in termini di effetto.

Nella specificazione principale, che assume come inizio del trattamento l'anno di ammissione al sostegno, i coefficienti dell'event study mostrano infatti una dinamica post-trattamento positiva nei primi anni successivi, con effetti puntuali compresi, nei periodi centrali, entro un intervallo moderato e comunque inferiore a un'unità di lavoro equivalente a tempo pieno per azienda. Anche la specificazione complementare  $G - 1$ , introdotta per cogliere eventuali effetti di anticipazione, restituisce un profilo ancora più netto e regolare, con coefficienti positivi e significativi nei periodi successivi più prossimi al trattamento.

Questi risultati suggeriscono che il Programma abbia plausibilmente contribuito a rafforzare il fabbisogno di lavoro dipendente nelle aziende beneficiarie, almeno come tendenza media osservata nelle stime dinamiche. L'effetto, tuttavia, appare di entità contenuta e soprattutto caratterizzato da una notevole variabilità. Questo elemento è sostanzialmente rilevante. L'universo delle aziende agricole piemontesi sostenute dal PSR comprende infatti strutture produttive, orientamenti tecnico-economici, dimensioni aziendali e tipologie di investimento molto differenziate. È quindi ragionevole che l'impatto sul lavoro non si manifesti in modo uniforme: alcuni progetti possono produrre effetti immediati e visibili sul lavoro dipendente, altri incidere soprattutto su organizzazione, capitale fisso o qualità, con ricadute occupazionali più indirette o ritardate. In questa prospettiva, l'ampiezza degli intervalli di confidenza non va letta come smentita del segnale medio positivo, ma come indicazione di una forte eterogeneità degli effetti e, di conseguenza, di una limitata possibilità di estendere con piena robustezza quel risultato all'intero insieme delle aziende beneficiarie.

Il significato dei test di Wald va interpretato precisamente in questo quadro. La loro non significatività non annulla i coefficienti puntuali dell'event study né autorizza a concludere che l'intervento sia stato privo di effetti. Essa segnala piuttosto che, quando i coefficienti post-trattamento vengono considerati congiuntamente e alla luce della loro incertezza statistica, l'evidenza non raggiunge un livello tale da sostenere con sufficiente robustezza un effetto complessivo generalizzabile all'insieme delle annualità e delle imprese considerate. Ne deriva che il Programma mostra un segnale occupazionale positivo in media, ma non un effetto medio robusto nel senso più forte e generalizzabile del termine.

Nel complesso, il giudizio valutativo può quindi essere formulato in termini equilibrati. Il PSR del Piemonte non appare configurato come una politica direttamente finalizzata a modificare il tasso di occupazione generale delle aree rurali, ma come un insieme di strumenti che possono produrre ricadute occupazionali indirette, mediate dagli investimenti, dalla riorganizzazione aziendale e dal rafforzamento competitivo delle imprese. In tale quadro, l'analisi non consente di affermare in modo pienamente robusto un incremento occupazionale estendibile all'intero universo dei beneficiari, ma fornisce comunque evidenze coerenti con un contributo positivo medio, di entità contenuta e differenziato tra aziende e progetti. Il secondo criterio di giudizio può pertanto considerarsi soddisfatto solo in forma parziale e prudente: non come dimostrazione di un effetto occupazionale generalizzato, ma come evidenza di una dinamica mediamente favorevole, compatibile con la logica di intervento del Programma e tuttavia attenuata, sul piano inferenziale, dall'elevata eterogeneità degli effetti osservati.

#### Raccomandazioni

La prima raccomandazione riguarda il posizionamento della dimensione occupazionale nella futura programmazione. L'analisi mostra che il tema del lavoro è effettivamente presente nella logica del

Programma, ma in forma mediata e non sempre esplicitata con sufficiente nettezza. Quando l'occupazione viene evocata come esito atteso, essa andrebbe collocata con maggiore precisione nella teoria del cambiamento, chiarendo se il Programma intenda perseguire un obiettivo occupazionale diretto oppure promuovere, più realisticamente, effetti indiretti e differenziati attraverso investimenti, competitività e riorganizzazione aziendale. Una formulazione più esplicita di questo nesso renderebbe più coerenti la logica di intervento, i criteri di selezione, gli indicatori di monitoraggio e il successivo giudizio valutativo, riducendo il rischio di attribuire al Programma aspettative occupazionali troppo generiche rispetto alla natura effettiva degli strumenti attivati.

La seconda raccomandazione riguarda le misure e le operazioni in cui la dimensione occupazionale entra, in modo esplicito o implicito, nei criteri di selezione. Le evidenze suggeriscono che la ricaduta sul lavoro esiste soprattutto come effetto medio e differenziato, non come esito uniforme. Per questa ragione, più che ampliare genericamente il richiamo all'occupazione, sarebbe opportuno qualificare meglio quali tipologie di investimento, quali combinazioni progettuali e quali profili aziendali sono più plausibilmente associati a un incremento del fabbisogno di lavoro dipendente. In altri termini, non si tratta solo di premiare l'occupazione attesa, ma di precisare meglio i meccanismi attraverso cui essa dovrebbe realizzarsi. Questo consentirebbe di ridurre l'ambiguità tra obiettivo occupazionale dichiarato e reale capacità dei progetti di attivarlo.

La terza raccomandazione riguarda il trattamento dell'eterogeneità degli effetti. I risultati, infatti, suggeriscono l'opportunità di riconoscere in modo più esplicito, nella futura programmazione, che gli effetti del sostegno non si distribuiscono uniformemente tra imprese, settori e tipologie di investimento. La disparità osservabile nel sistema agricolo piemontese, in termini di struttura aziendale, orientamento produttivo e contenuto dei progetti, rende infatti poco realistico attendersi ricadute occupazionali omogenee. In questa prospettiva, appare utile che la teoria del cambiamento e i criteri di selezione distinguano con maggiore chiarezza tra investimenti a più elevato contenuto trasformativo, investimenti orientati al consolidamento competitivo e interventi prevalentemente adattivi o di adeguamento. Una simile articolazione risulterebbe coerente con quanto evidenziato nell'analisi delle strategie di investimento dell'Operazione 4.1.1, dove l'emersione di cluster distinti — tra strategie trasformative, strategie di consolidamento e interventi più adattivi — mostra che il sostegno pubblico accompagna traiettorie di cambiamento molto diverse tra loro (Adamo, 2026). Una maggiore esplicitazione di queste differenze renderebbe più coerenti aspettative, selezione dei progetti e valutazione dei risultati, e aiuterebbe a interpretare con maggiore precisione anche la diversa intensità delle ricadute occupazionali osservabili tra i beneficiari.

La quarta raccomandazione riguarda il sistema informativo e la valutabilità futura. L'utilizzo delle Comunicazioni obbligatorie ha rappresentato un avanzamento importante, perché ha consentito di osservare il lavoro dipendente in termini standardizzati di FTE, su una scala più coerente con l'unità economica di intervento del Programma. Questa integrazione dovrebbe essere mantenuta e, ove possibile, rafforzata, così da disporre in futuro di basi informative ancora più adatte a distinguere tra segnale medio, intensità dell'effetto e variabilità tra gruppi di beneficiari. Non si tratta tanto di colmare un deficit informativo generale, quanto di rendere più agevole una lettura differenziata degli effetti, capace di distinguere meglio tra esiti medi, eterogeneità strutturale e reale valore aggiunto pubblico dell'intervento.

## BIBLIOGRAFIA

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

Abadie, A. (2005), "Semiparametric Difference-in-Differences Estimators", *The Review of Economic Studies*, 72(1), pp. 1–19. doi:10.1111/0034-6527.00321.

Abadie, A. e Imbens, G. W. (2006), "Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects", *Econometrica*, 74(1), pp. 235–267. doi:10.1111/j.1468-0262.2006.00655.x.

Abadie, A. e Imbens, G. W. (2011), "Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1), pp. 1–11. doi:10.1198/jbes.2009.07333.

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

Austin, P. C. (2011), "An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies", *Multivariate Behavioral Research*, 46(3), pp. 399–424. doi:10.1080/00273171.2011.568786.

Bertrand, M., Duflo, E. e Mullainathan, S. (2004), "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?", *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), pp. 249–275. doi:10.1162/003355304772839588.

Callaway, B. e Sant'Anna, P. H. C. (2021), "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2), pp. 200–230. doi:10.1016/j.jeconom.2020.12.001.

Cameron, A. C. e Miller, D. L. (2015), "A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference", *Journal of Human Resources*, 50(2), pp. 317–372. doi:10.3368/jhr.50.2.317.

Goodman-Bacon, A. (2021), "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2), pp. 254–277. doi:10.1016/j.jeconom.2021.03.014.

Ho, D. E., Imai, K., King, G. e Stuart, E. A. (2011), "MatchIt: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference", *Journal of Statistical Software*, 42(8), pp. 1–28. doi:10.18637/jss.v042.i08.

Imbens, G. W. e Wooldridge, J. M. (2009), "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 47(1), pp. 5–86. doi:10.1257/jel.47.1.5.

Rosenbaum, P. R. e Rubin, D. B. (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70(1), pp. 41–55. doi:10.1093/biomet/70.1.41.

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

Sun, L. e Abraham, S. (2021), "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 225(2), pp. 175–199. doi:10.1016/j.jeconom.2020.09.006.

Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed., MIT Press, Cambridge, MA.

### Bibliografia dei pacchetti R con DOI o riferimento

Bergé, L. (2018), "Efficient estimation of maximum likelihood models with multiple fixed-effects: the R package FENmlm", *CREA Discussion Papers*, n. 13.

Greifer, N. (2026), *cobalt: Covariate Balance Tables and Plots*, R package version 4.6.2, CRAN.

Ho, D. E., Imai, K., King, G. e Stuart, E. A. (2011), "MatchIt: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference", *Journal of Statistical Software*, 42(8), pp. 1–28. doi:10.18637/jss.v042.i08.

Qiu, Y. (2024), *sysfonts: Loading Fonts into R*, R package version 0.8.9, CRAN.

Qiu, Y. (2026), *showtext: Using Fonts More Easily in R Graphs*, R package version 0.9-8, CRAN.

Wickham, H. (2016), *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis*, Springer-Verlag, New York. doi:10.1007/978-3-319-24277-4.

Wickham, H. (2023), *stringr: Simple, Consistent Wrappers for Common String Operations*, R package version 1.5.1, CRAN.

Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K. e Vaughan, D. (2023), *dplyr: A Grammar of Data Manipulation*, R package version 1.1.4, CRAN.

Wickham, H., Vaughan, D. e Girlich, M. (2024), *tidyr: Tidy Messy Data*, R package version 1.3.1, CRAN

---

A cura di Marco Adamo (IRES Piemonte - Osservatorio rurale del Piemonte - [www.piemonterurale.it](http://www.piemonterurale.it))

Editing: Stefania Tron - Copyright © 2026 - IRES Piemonte Via Nizza 18 - 10125 Torino [www.ires.piemonte.it](http://www.ires.piemonte.it) – 27 maggio 2026

---

