

Flessibilità esterna del lavoro e innovazione. Un'analisi empirica sulle imprese del Friuli Venezia Giulia

SAVERIA CAPELLARI, LAURA CHIES, ELENA PODRECCA, STEFANIA P. S. ROSSI

ABSTRACT

Questo contributo ha l'obiettivo di analizzare il nesso tra la flessibilità esterna del lavoro (o flessibilità contrattuale) e la probabilità di generare un output innovativo da parte delle imprese. Utilizzando un dataset originale "employer-employee" – frutto del lavoro congiunto dei ricercatori del DEAMS, Università di Trieste, e dell'Ente di ricerca Area Science Park – la nostra analisi si basa su un campione di imprese di capitali localizzate in Friuli Venezia Giulia, per le quali oltre ai dati di bilancio sono disponibili anche le informazioni sul turnover occupazionale e sull'innovazione. L'analisi risulta di particolare interesse data la localizzazione delle imprese nella regione classificata nelle statistiche europee come "strong innovator", unica tra le regioni italiane. L'evidenza empirica mostra che i contratti con durata breve, rispetto a quelli di più lunga durata, riducono significativamente la probabilità che le imprese scelgano strategie di innovazione produttiva. La conferma dell'effetto unidirezionale dalla durata contrattuale sulla probabilità di innovazione emerge anche dai risultati del modello logit multinomiale. Infine, la localizzazione produttiva e dei servizi ha un ruolo importante sulla probabilità di innovare e nelle province di Pordenone e Trieste, in cui l'attività produttiva è rispettivamente ancorata sull'innovazione industriale e scientifico-tecnologica, l'uso di rapporti flessibili risulta essere più contenuto rispetto alle altre province.

This study analyzes the link between external flexibility of labor (or contractual flexibility) and firm's probability of generating an innovative output. We use a novel "employer-employee" dataset derived from the joint work by the researchers of DEAMS, University of Trieste, and the Research Authority Area Science Park. The investigation focuses on a sample of corporations located in the region Friuli Venezia Giulia in 2017, for which information on both employee turnover and innovation is available in addition to balance sheet data. The analysis is of particular interest given the location of companies in a region classified in the EU-RIS report as a strong innovator, unique among the Italian regions. The results show that fixed-term contracts, compared to open-ended ones, significantly reduce the probability of adopting innovation strategies. The duration of employment contracts has a unidirectional effect on the probability of innovation that also emerges from the results of a multinomial logit approach. Finally, the location of production and services plays an important role in the probability of undertaking innovation. Particularly, in the provinces of Pordenone and Trieste – where productive activity is anchored on industrial and scientific-technological innovation respectively – the use of flexible labor contracts is limited with respect to the other provinces.

KEYWORDS

Flessibilità esterna del lavoro; innovazione; analisi regionale
External flexibility of labor; innovation; regional analysis

1. INTRODUZIONE

La flessibilità (esterna) del lavoro è stata al centro del dibattito di politica economica italiano ed europeo sin dai primi anni novanta. A partire dall'influente OECD Job Study (1994), rendere il mercato del lavoro più flessibile è stato considerato uno dei punti cardine di una strategia più ampia volta a ridurre la disoccupazione e a stimolare la crescita della produttività. L'idea è che una maggior flessibilità del lavoro dovrebbe da un lato favorire l'aggiustamento dell'offerta di lavoro alle mutevoli condizioni del mercato e dall'altro assicurare un miglior incontro tra domanda e offerta di *skills*, con effetti positivi rispettivamente sull'occupazione e sulla dinamica della produttività (OECD, 1994; European Commission, 2007). In anni più recenti la flessibilità del mercato del lavoro è tornata in cima alla lista delle riforme attuate dai governi sud europei come mezzo per stimolare crescita e occupazione dopo la doppia recessione del 2008-2009 e 2011-2012, mentre allo stesso tempo l'innovazione e il progresso tecnologico si rivelavano strategie chiave per la sopravvivenza e la crescita delle imprese (Cetrulo *et al.* 2019).¹

Due ricchi filoni di letteratura hanno analizzato rispettivamente la relazione empirica tra flessibilità e occupazione e tra flessibilità e crescita della produttività, con risultati complessivamente non conclusivi, che in qualche modo riflettono le controversie tra diverse cornici teoriche, in particolare la cornice neoclassica, quella evoluzionista e schumpeteriana.² Scarsamente indagato, invece, è il nesso tra flessibilità esterna del lavoro e innovazione.

Anche in questo caso la natura del legame non è univoca dal punto di vista teorico. Secondo una prima ipotesi una maggior flessibilità esterna potrebbe favorire la diffusione di nuove idee e dell'innovazione, in quanto sarebbe associata ad organizzazioni orizzontali in cui lavoratori e conoscenza si muovono frequentemente sia all'interno che all'esterno dell'organizzazione (Cetrulo *et al.*, 2019). Ma una maggior flessibilità esterna potrebbe anche influenzare negativamente l'attività innovativa d'impresa, attraverso vari canali. Ad esempio, l'incertezza circa la durata dei rapporti di lavoro che caratterizza i contratti temporanei potrebbe avere effetti negativi sulla fiducia, la lealtà e la cooperazione tra impresa e lavoratori e potrebbe disincentivare l'accumulazione di conoscenza specifica all'impresa (Lucidi e Kleinknecht, 2010; Kleinknecht *et al.*, 2014; Lorenz, 1999; Michie e Sheehan-Quinn, 2001 e 2005; Kleinknecht e Naastepad, 2005; Cetrulo *et al.*, 2019). La conoscenza specifica dell'impresa comprende la cosiddetta co-

¹ Vedi anche i riferimenti ivi indicati.

² Passare in rassegna questa sterminata letteratura non è tra gli scopi di questo lavoro. Per due rassegne critiche rispettivamente su flessibilità e occupazione e su flessibilità e dinamica della produttività si rimanda a Vergeer e Kleinknecht (2012) e a Podrecca (2016).

noscenza tacita, accumulata da lavoratori e imprenditori attraverso l'esperienza pratica, che è difficile da imitare (Kleinknecht, 1998). L'investimento sistematico in conoscenza tacita da parte dell'impresa crea una barriera all'entrata contro gli imitatori, e assicura all'impresa profitti monopolistici che incentivano l'innovazione (Kleinknecht *et al.*, 2014). In breve, lo stock di conoscenza tacita è vitale per lo sviluppo di innovazioni, e la sua accumulazione dipende fortemente dall'esistenza di relazioni di lavoro stabili e di ambienti organizzativi che favoriscono la fiducia e la cooperazione tra lavoratori e impresa. La flessibilità del lavoro, invece, tenderebbe ad incoraggiare strategie competitive basate sui costi (in particolare sul costo del lavoro) piuttosto che sull'innovazione e la qualità (Cetrulo *et al.*, 2019).

Al contrario della conoscenza tacita specifica all'impresa, la conoscenza tecnologica è più o meno nota pubblicamente (Kleinknecht, 1998). Alcuni autori (Kleinknecht e Naastepad, 2005; Kleinknecht *et al.*, 2014) suggeriscono che l'intensità del legame tra lavoro temporaneo e innovazione può dipendere dal modello di innovazione dominante nel settore di attività principale dell'impresa, e in particolare dalla natura della base di conoscenze richieste per l'innovazione. La relazione negativa tra lavoro flessibile e innovazione sarebbe più rilevante per modelli di innovazione che si basano su conoscenza tacita specifica all'impresa accumulata nel tempo,³ ma meno importante per modelli che si basano principalmente su conoscenza pubblicamente disponibile.⁴

Un legame indiretto tra lavoro temporaneo e innovazione potrebbe infine derivare dall'accumulazione di capitale umano. Rapporti di lavoro temporanei tendono a ridurre gli incentivi all'investimento in formazione dei lavoratori da parte dell'impresa e all'investimento in competenze specifiche all'impresa da parte dei lavoratori, dato che la breve durata dei benefici futuri attesi riduce il rendimento degli investimenti. Quest'intuizione generale è stata espressa formalmente da diversi contributi. Ad esempio nei modelli di Acemoglu (1997a, 1997b) se le scelte tecnologiche sono endogene e quando si considerino le complementarità tra le qualifiche della forza lavoro e le scelte tecnologiche, la flessibilità esterna può avere effetti negativi sull'innovazione e sul cambiamento tecnologico. Se i rapporti di lavoro sono di breve durata le imprese non investono in formazione dei lavoratori e in Ricerca e Sviluppo (R&S) in quanto i rendimenti addizionali della formazione e della conoscenza derivante dalla R&S andrebbero a beneficio di lavoratori che probabilmente presto lasceranno l'impresa. Analogamente, se le imprese non investono in R&S e nuova tecnologia non pagheranno salari adeguatamente alti e i lavoratori non investiranno in capitale umano. In conclusione:

³ Settori Schumpeter mark 2.

⁴ Settori Schumpeter mark 1.

relazioni di lavoro a lungo termine sarebbero fondamentali per l'innovazione e il cambiamento tecnologico.

Date le diverse argomentazioni teoriche, che suggeriscono risultati opposti quanto ai possibili effetti della flessibilità esterna sull'innovazione, è interessante guardare ai risultati empirici. Sino ad oggi solo pochi contributi hanno analizzato la relazione empirica tra la flessibilità esterna del lavoro, approssimata con l'incidenza dei contratti temporanei, e l'innovazione, con risultati variegati. Arvanitis (2005), in uno studio su dati per imprese svizzere, trova una correlazione positiva tra lavoro temporaneo e innovazione, che l'autore spiega con la necessità di assumere specialisti su base temporanea per il processo di R&S. I contributi di Altuzarra e Serrano (2010) e Hirsch e Mueller (2012) suggeriscono la presenza di effetti non lineari dei contratti temporanei sull'innovazione, a seconda del loro peso relativo sul totale della forza lavoro impiegata nell'impresa. Zhou *et al.* (2011) trovano che una maggior quota di lavoro temporaneo è negativamente associata alle vendite di prodotti innovativi⁵ e positivamente associata alle vendite di prodotti imitativi.⁶ Un gruppo più ampio di lavori sottolinea invece un persistente impatto negativo della flessibilità esterna sulla dinamica dell'innovazione. Gli studi di Michie e Sheehan (2001, 2003) su microdati a livello di impresa per il Regno Unito, trovano una correlazione negativa tra lavoro temporaneo e varie misure di innovazione. Lo studio di Franceschi e Mariani (2015) sul settore manifatturiero italiano trova che sia la probabilità di presentare una richiesta di brevetto che il numero di richieste annue di brevetti si riducono all'aumentare della quota di lavoro temporaneo. Risultati analoghi si trovano in Lucidi e Kleinknecht (2010). Infine Cetrulo *et al.* (2019) analizzano la relazione tra lavoro temporaneo e innovazione di prodotto su dati longitudinali settoriali per cinque paesi europei, trovando una robusta relazione negativa, che tende ad essere più marcata per i settori ad alta e media tecnologia.

Nel complesso, i risultati riguardo alla direzione e all'importanza della relazione empirica tra lavoro temporaneo e innovazione non sono conclusivi.

Il presente lavoro vuole contribuire a questo filone di ricerca, analizzando la relazione tra lavoro temporaneo e innovazione da una prospettiva diversa da quella seguita da gran parte della letteratura. In particolare vogliamo verificare se e in che modo le scelte passate delle imprese quanto ai tipi di contratto utilizzati per le assunzioni abbiano effetti rilevanti sull'output di innovazione corrente. Due sono le domande di ricerca che ci poniamo: i) se la percentuale di assunzioni con contratti di breve durata sul totale delle assunzioni effettuate in

⁵ Nuovi per il mercato.

⁶ Nuovi per l'impresa, ma non per il mercato.

passato abbia un effetto sull'output di innovazione corrente; ii) se tale effetto sia diverso per imprese appartenenti a settori con diverso livello tecnologico.

L'analisi si avvale di una ricca base dati longitudinali su imprese che operano nella Regione Friuli Venezia Giulia, costruita incrociando i dati a livello d'impresa del dataset "*Innovation Intelligence*" di Area Science Park e i dati sulle comunicazioni obbligatorie dell'Osservatorio regionale del lavoro del Friuli Venezia Giulia. La focalizzazione sul caso del Friuli Venezia Giulia è particolarmente interessante in quanto si tratta dell'unica regione italiana classificata attualmente come *strong innovator* a livello europeo, in un contesto nazionale classificato come *moderate innovator* (European Commission, 2019a).

Il resto del lavoro è organizzato come segue: le caratteristiche del sistema innovativo del Friuli Venezia Giulia sono espone nel paragrafo 2; i dettagli sulla base dati e sul modello utilizzato per l'analisi sono descritti nel paragrafo 3; il paragrafo 4 presenta i risultati delle stime econometriche. Le considerazioni conclusive sono delineate nel paragrafo 5.

2. IL SISTEMA INNOVATIVO DEL FRIULI VENEZIA GIULIA

La tendenza all'agglomerazione delle attività innovative in aree territoriali con particolari caratteristiche è stata ampiamente documentata da numerosi filoni di indagine economica appartenenti anche a matrici teoriche piuttosto diverse. Se infatti nell'analisi *mainstream* si fa riferimento al ruolo che le esternalità nella produzione della conoscenza e dell'innovazione possono produrre sull'intorno geografico in cui si realizzano, nell'approccio evolutivo è il ruolo della conoscenza tacita, dei network tra le imprese e ricercatori e tra imprese e istituzioni scientifiche, a generare dei benefici che, per definizione, non possono che ricadere in ambiti territoriali limitati (tra gli altri Breschi e Lissoni, 2001; Breschi e Malerba, 2001; Bottazzi e Peri, 2002).

Occorre sottolineare, inoltre, che la crescita delle attività innovative è trainata da un insieme di condizioni che caratterizzano il sistema innovativo regionale e locale. Se infatti a livello nazionale si definisce il contesto istituzionale dei Sistemi Innovativi Nazionali (SIN) (Freeman 1987; Lundvall 1992; Soete *et al.*, 2010), è a livello regionale e locale che si possono identificare quei fattori localizzativi che spiegano le traiettorie disomogenee di crescita dell'innovazione nelle diverse aree geografiche (SIN e cluster innovativi, si veda tra gli altri Cooke *et al.*, 1997).

Su questa base teorica, sostenuta da numerose evidenze empiriche, a partire dalla fine degli anni '90 si è predisposta a livello europeo una sistematica rilevazione di indicatori volti a misurare il livello di innovatività delle regio-

ni europee e a considerarne le caratteristiche peculiari, alla luce del fatto che l'innovazione è un fenomeno dal carattere sistemico (European Commission, 2019a e 2019b).

Gli indicatori utilizzati possono essere raggruppati nel modo seguente:

- misure di input nel processo innovativo: spese in R&S pubbliche e private e precursori diretti dell'innovazione, come brevetti, marchi e design;
- misure dirette di output innovativo: quota di piccole e medie imprese (PMI) che introducono innovazioni di processo e prodotto, di organizzazione e di marketing; PMI che innovano all'interno dell'impresa;
- alcune variabili di contesto: anzitutto il livello di scolarizzazione post-secondaria, la formazione permanente, le co-pubblicazioni scientifiche (e quelle più citate) e la collaborazione delle PMI per l'innovazione;
- una variabile di risultato: l'andamento dell'occupazione nei settori a media e alta tecnologia. Quest'ultimo è l'unico indicatore considerato che può misurare, sia pur indirettamente, l'effetto dell'innovazione sulla crescita delle imprese.

Su questa base vengono creati quattro gruppi (*innovation leaders, strong innovators, moderate and modest innovators*) che categorizzano sia i sistemi innovativi nazionali che regionali. In linea generale le regioni più innovative sono inserite in contesti nazionali appartenenti ai primi due raggruppamenti. Il Friuli Venezia Giulia fa eccezione e nel 2019 compare come *strong innovator* in un contesto nazionale classificato come *moderate innovator* (European Commission, 2019a). Come si può notare dalla Tabella 1, per il FVG l'indicatore composito che sintetizza l'innovatività assume il valore più alto tra le regioni italiane più innovatrici, pari a 97.⁷ Tra il 2011 e il 2019 tale indice è cresciuto del 7,7%, un tasso di crescita maggiore rispetto alla media delle regioni europee.

Va detto che il Friuli Venezia Giulia oramai da molti anni si collocava nel gruppo delle regioni italiane più innovatrici e inoltre, dopo il 2008, la sua struttura produttiva aveva reagito alla crisi con un aumento delle attività innovative. I dati sulla quota di imprese che introducono innovazioni di processo e di prodotto e sulle spese in R&S tra il 2008 e il 2010 mostravano infatti un andamento migliore delle altre regioni italiane maggiormente innovative.

Uno sguardo agli specifici indicatori della Tabella 1 consente di identificare le caratteristiche salienti del sistema innovativo regionale.

⁷ Gli indicatori si riferiscono alla posizione nel 2019 fatta pari a 100 la media UE nel 2011.

TABELLA 1 – Indicatori di sistema innovativo. Un confronto tra alcune regioni italiane*

	<i>Media 243 regioni UE</i>	<i>Strong Innovator</i> –	<i>Moderate Innovator</i> +		
		<i>Friuli-Venezia Giulia</i>	<i>Veneto</i>	<i>Emilia-Romagna</i>	<i>Lombardia</i>
Innovation Index	104,7	96,99	88,92	93,32	90,73
Rate of Change (2011-2019) in %	4,7	7,7	7,7	11,1	8,0
Design applications		156,17	169,3	143,37	115,1
Epo patent applications		95,43	81,58	101,6	77,2
Employment medium and high tech manufacturing & knowledge-intensive services		115,51	117,33	132,84	164,77
Innovative SMEs collaborating with others		65,37	42,61	38,03	62,16
Lifelong Learning		98,02	84,16	93,07	80,2
Marketing or Organisational Innovators		107,23	104,48	101,15	111,19
Most-cited publications		100,61	95,28	92,26	110,78
Non-R&D innovation expenditures		151,32	112,83	100,48	95,29
Population with tertiary education		60,76	56,12	65,82	81,86
Product or process innovators		134,86	132,15	139,42	129,77
Public-private co-publications		100,63	63,41	90,17	107,95
R&D expenditure business sector		84,39	87,08	114,46	90,21
R&D expenditure public sector		104,24	71,35	82,2	58,9
SMEs innovating in-house		143,87	136,15	153,68	139,04
Sales of new-to-market and new-to-firm innovations		114,97	115,66	115,23	115,57
Scientific co-publications		187,09	123,52	145,54	128,1
Trademark applications		118,2	185,62	158,23	161,21

* Gli indicatori si riferiscono alla posizione delle regioni nel 2019, fatta pari a 100 la media UE nel 2011.

FONTE: European Commission (2019a).

Le attività in cui la regione eccelle rispetto alle altre regioni sono quelle indicate in grassetto nella tabella 1. Si notino anzitutto gli indicatori di input, la spesa in R&S, in particolare nella R&S pubblica, le domande di protezione del design, i brevetti EPO (*European Patent Office*). Negli ultimi anni cresce molto significativamente anche la R&S privata, ma questa resta comunque inferiore a quella di altre regioni innovatrici come l'Emilia Romagna e la Lombardia.

Tra gli indicatori di output si noti la quota di PMI che innovano all'interno dell'impresa e di quelle che risultano innovatrici di processo e prodotto.

Nelle condizioni di contesto i migliori risultati sono ottenuti nelle co-pubblicazioni scientifiche e i peggiori nella debolezza strutturale delle regioni del Nord Est per quanto riguarda la formazione post-secondaria.

Va segnalato infine che nella collaborazione per le attività innovative, particolarmente bassa in Italia (dato segnalato spesso come una delle debolezze che caratterizza il SIN rispetto a quelli del Nord Europa), la regione si distingue per essere, assieme alla Lombardia, quella con valore dell'indicatore relativamente più elevato.

L'occupazione dei settori a media e alta tecnologia registra un andamento positivo ma piuttosto contenuto, in particolare se confrontato con gli andamenti di Lombardia ed Emilia Romagna.

La necessaria considerazione degli indicatori del sistema innovativo regionale non deve far dimenticare che i vantaggi localizzativi hanno una dimensione locale, in cui contano la prossimità tra imprese, Università, centri di ricerca e parchi scientifici, assieme ai caratteri della struttura produttiva locale. Sotto questo profilo la regione ha una struttura molto articolata, con l'area di Trieste che si qualifica per la presenza dell'Università e di numerosi centri di ricerca nazionali e internazionali e di Area Science Park (il primo parco scientifico italiano, fondato nel 1978), mentre, nell'area di Udine, alla presenza dell'Università si accomuna una maggiore presenza del settore manifatturiero di piccole e medie imprese (esportatrici). Ancora più fortemente caratterizzata da una specializzazione manifatturiera è la provincia di Pordenone, mentre quella di Gorizia è connotata dalla presenza della cantieristica navale.

Va infine ricordato che, essendo una regione a Statuto Speciale, il Friuli Venezia Giulia ha potuto sviluppare già a partire dal 2005 una politica di sostegno all'innovazione.⁸

⁸ La Regione Friuli Venezia Giulia ha emanato il 10 novembre 2005 la Legge regionale, n. 26 "Disciplina generale in materia di innovazione, ricerca scientifica e sviluppo tecnologico", istituendo i distretti regionali dell'innovazione.

3. I DATI, I MODELLI DI ANALISI E LE VARIABILI

3.1 *Dati*

La fonte dei dati della nostra analisi è originale e costruita incrociando due archivi di microdati a livello d'impresa. Il primo, denominato *Innovation Intelligence* è stato messo a disposizione da Area Science Park (ASP). Si tratta di uno strumento nuovo, pensato ai fini di gestione delle politiche per l'innovazione, che integra i dati sulle imprese di capitale della Regione provenienti da fonti diverse, realizzato con il supporto della Regione Friuli Venezia Giulia, e che nell'impostazione metodologica si è giovato della collaborazione con il Dipartimento di scienze economiche, aziendali, matematiche e statistiche "B. de Finetti" dell'Università di Trieste (DEAMS). Esso riguarda un insieme di 21.469 imprese di capitali con sede legale o con unità localizzate in Friuli Venezia Giulia, e raccoglie dati sulle caratteristiche individuali d'impresa e di bilancio aggiornati al 31.12.2019.⁹ La seconda fonte dei dati è frutto di una collaborazione con l'Osservatorio del Lavoro della Regione Friuli Venezia Giulia e contiene le Comunicazioni Obbligatorie che le imprese della regione sono tenute a inviare ai Centri per l'Impiego per l'avviamento o la cessazione di ogni rapporto di lavoro. Si tratta quindi di un archivio amministrativo con chiave di raccordo impresa-lavoratore, che permette di seguire nel tempo il turnover occupazionale per 11.494 imprese contenute contemporaneamente anche nell'archivio *Innovation Intelligence*. Il periodo di osservazione è molto lungo e compreso tra l'anno 2000 e il 2018, inoltre l'archivio amministrativo utilizzato rileva circa 1,8 milioni di comunicazioni obbligatorie. Non si tratta quindi di un campione statisticamente rappresentativo delle imprese della regione, tuttavia esso comprende la totalità delle imprese classificate come innovative dall'Ente nazionale ASP, che ha come finalità principale lo studio e la trasmissione dell'innovazione alle imprese. Il campione, opportunamente anonimizzato, comprende tutte le imprese che hanno trasmesso almeno una comunicazione obbligatoria ai Centri per l'Impiego della regione Friuli Venezia Giulia nel periodo considerato.

La base di dati dispone di informazioni molto articolate che riguardano le caratteristiche standard delle imprese (età, dimensione, settore, settore tecnologico, assetto proprietario, indicatori di bilancio), le informazioni sui finanziamenti pubblici ottenuti (UE o regionali), fino a comprendere informazioni sulla propensione all'innovazione (indicatore sintetico costruito a partire da un insieme di indicatori diretti e indiretti di innovatività); sono presenti inoltre indicatori

⁹ Il dataset è il risultato di un'aggregazione ragionata di fonti di dati diverse sia interne che esterne all'Ente, tra le quali la più importante è quella di Infocamere.

sull'apertura internazionale (esportazione e appartenenza a gruppi internazionali) e dati dettagliati sui flussi delle assunzioni e delle cessazioni dei rapporti di lavoro (durate contrattuali, tipo di contratto, qualifica professionale, genere, età, cittadinanza). Per gli scopi della nostra analisi abbiamo costruito un indicatore aggregato di sintesi sulla totalità degli avviamenti al lavoro nel periodo 2000-2018. Tale indicatore, espresso in quote percentuali, è stato distinto in base alla durata dei rapporti di lavoro: quota dei contratti a tempo determinato con durata inferiore a 6 mesi sul totale degli avviamenti al lavoro, quota di rapporti di lavoro con durata superiore a 6 mesi e quota a tempo indeterminato.

3.2 Modelli e variabili

3.2.1 Flessibilità contrattuale e innovazione: modello probit

Al fine di esaminare il nesso tra flessibilità contrattuale e innovazione delle imprese, proponiamo il seguente modello probabilistico:

$$\Pr (Innova_i) = F (Durata\ contratto_i, Performance_i, Internazionale_i, Settore_i, Et\grave{a}_i, Dimensione_i, Province_j) \quad [1]$$

Nel modello [1] i indica l'impresa, j il cluster provinciale di localizzazione produttiva e dei servizi.

La variabile dipendente *Innova* è una variabile dicotomica che assume valore 1 se l'impresa è classificata innovatrice, e valore zero altrimenti. Essa è formulata a partire da un indicatore costruito dai ricercatori di ASP basato sull'aggregazione di più misure di input: il deposito di un brevetto all'Ufficio Italiano Brevetti e Marchi (UIBM) o all'EPO (European Patent Office) nel periodo 2013-2017; l'ottenimento di almeno un finanziamento regionale o europeo alla ricerca, sviluppo, innovazione, brevettazione, industrializzazione; la condizione di start-up innovativa o PMI innovativa (misura di output); inoltre, per le imprese con sede in Friuli Venezia Giulia e almeno 10 addetti, una stima della propensione a innovare basata su due fonti di dati: le rilevazioni ISTAT su innovazione e R&S (anni 2012 e 2014) e una selezione di caratteristiche di bilancio tali da rendere le imprese analizzate assimilabili o equiparabili a quelle delle indagini ISTAT su innovazione o R&S.

Il vettore *Durata contratto* include le variabili esplicative chiave del nostro modello e cattura la diversa durata contrattuale degli avviamenti al lavoro.¹⁰

¹⁰ Si considerano le singole Comunicazioni Obbligatorie trasmesse ai Centri per l'Impiego dalle imprese.

Questo vettore ha lo scopo di includere diverse forme contrattuali flessibili, similmente al lavoro di Michie e Sheehan (2003). Le tipologie contrattuali sono espresse in giorni di durata del rapporto di lavoro come quote rispetto al totale degli avviamenti dell'impresa *i-sima* avvenuti nel periodo 2000-2018. Le diverse durate sono raggruppate in base alla seguente classificazione: contratti con data di cessazione inferiore ai 6 mesi, contratti a tempo determinato superiore a sei mesi (ma che non vengono trasformati a tempo indeterminato alla loro scadenza) e contratti tempo indeterminato.

Si noti che le tipologie contrattuali catturano le scelte passate¹¹ delle imprese circa le tipologie dei contratti, mentre la variabile dipendente si riferisce all'innovazione corrente; ciò dovrebbe evitare i problemi di endogeneità che tipicamente affliggono le stime della relazione lavoro temporaneo-innovazione.

Poiché l'intensità della relazione tra lavoro temporaneo e innovazione potrebbe essere diversa per imprese appartenenti a settori con diversa intensità tecnologica e/o di conoscenza (Kleinknecht e Naastepaad, 2005; Kleinknecht *et al.*, 2014), in una specificazione diversa del modello introduciamo una serie di interazioni tra le quote di avviamenti distinte in base alla durata e le dummy *Settore*. Queste ultime segnalano il contenuto tecnologico del settore di appartenenza, secondo la tassonomia dell'Eurostat: imprese appartenenti a settori ad alto e medio-basso e basso contenuto tecnologico (*MHT*, *MMLT* e *MLT*) e ad alta intensità di conoscenza e tecnologia (*KIS_HT*). Nella specificazione proposta l'interazione omessa è quella con il settore tradizionale (*Tradiz*).

L'eterogeneità delle imprese è catturata nel modello dalle seguenti covariate.

Performance è rappresentata dal ROE suddiviso in 4 classi (1-4.*Roe_Class*, dove 1. è negativo e 4. è ottimo, la classe più elevata) che segnalano la redditività del capitale proprio di ciascuna impresa.¹² Nelle nostre specificazioni la classe omessa è *1.Roe_Class*.

Poiché alcuni contributi (Grossman e Helpman, 1991; Wagner, 2007; Buddelmeyer *et al.*, 2009; Damijan *et al.*, 2010) ritengono come potenzialmente rilevante per l'innovazione l'orientamento dell'impresa verso l'esportazione, il modello include tra le covariate anche la variabile binaria *Internazionale*,¹³ che

¹¹ A partire dall'anno 2000 fino al 2018.

¹² Indicatore rappresentato dal rapporto tra utile o perdita esercizio e il totale patrimonio netto nel periodo 2013-2017. Vengono definite 4 classi di merito: pessimo o negativo: tra -20% e 0%; medio: tra 0% e +5%; buono: tra +5% e +25%; ottimo: >+25%.

¹³ Viene calcolato solo per le imprese con sede legale in Friuli Venezia Giulia. L'algoritmo di calcolo della propensione si basa su due fonti di dati: le rilevazioni ISTAT su esportazioni e l'appartenenza a gruppi di imprese, derivante da un'elaborazione qualitativa ASP su fonti multiple (tra cui il registro gruppi Infocamere e quello ISTAT). Il grado di propensione è calcolato come media ponderata degli indicatori sottostanti e cresce in parallelo con essi. Ne discende che: imprese con valori più alti di esportazioni totali avranno maggiore propensione rispet-

definisce il grado di propensione all'internazionalizzazione delle imprese; essa assume valore uno se l'impresa dichiara di esportare una quota del proprio fatturato o appartiene a gruppi multinazionali e valore zero altrimenti.

Il vettore *Età* comprende variabili dicotomiche corrispondenti alle classi di anni di attività delle imprese dall'anno della loro fondazione (<2 anni, 2-4 anni, 5-9 anni e 10+ anni) che assumono un valore uguale ad 1 se il numero di anni di esistenza dell'impresa è compreso nell'intervallo considerato e zero altrimenti. Nelle nostre stime la classe d'età <2 anni è la variabile omessa.

Il vettore *Dimensione* include quattro dummy che denotano la dimensione delle imprese per classi di occupati. *Micro* è uguale ad 1 se l'impresa ha meno di 9 dipendenti e valore zero altrimenti; *Piccola* assume valore uguale a 1 se l'impresa ha tra 10 e 49 dipendenti e valore zero altrimenti; *Media* ha valore uguale a 1 se l'impresa ha tra 50 e 249 dipendenti e valore uguale a zero altrimenti. *Grande* se l'impresa ha più di 250 dipendenti. Nelle stime la dimensione *Piccola* è la variabile omessa.

Per cogliere l'eterogeneità individuale non osservata utilizziamo il vettore *Province* che include le quattro province della regione che presentano caratteristiche settoriali molto diverse sia per quanto riguarda i servizi che per le imprese industriali distinte in base al livello tecnologico e di conoscenza, come si rileva nel paragrafo 2. In alternativa abbiamo confrontato le imprese che hanno sede in regione con quelle con sede extra-regionale con il caveat che per le imprese che non hanno sede in FVG i due indicatori di propensione all'innovazione e all'internazionalizzazione sono sottostimati (vedi più sopra e nota 13).

3.2.2 Flessibilità contrattuale e innovazione: modello logit multinomiale

Per verificare la direzione del nesso causale tra la durata contrattuale e l'innovazione introdotta dalle imprese impieghiamo un modello logit multinomiale dove *Durata del contratto* è la variabile dipendente e *Innova* è tra le variabili indipendenti. L'impiego del modello logistico multinomiale è possibile data la natura categoriale e non ordinale della dipendente. Esso assume la seguente specificazione:

$$P_i(Y_k) = F(\text{Innova}_i, \text{Performance}_i, \text{Internazionale}_i, \text{Settore}_i, \text{Età}_i, \text{Dimensione}_i, \text{Province}_i) \quad [2]$$

dove Y_k cattura ciascuna delle diverse categorie della variabile dipendente che nel nostro caso assume 3 possibili esiti: (1) Contratto a tempo determinato con

to a imprese con valori più bassi o nulli di esportazioni totali; imprese appartenenti a gruppi multinazionali avranno maggiore propensione rispetto a imprese non appartenenti a gruppi multinazionali.

durata inferiore a 6 mesi; (2) Contratto a tempo determinato con durata superiore a 6 mesi e (3) Contratto a tempo indeterminato.

Le altre variabili del modello [2] sono comuni al modello [1] e sono definite nel paragrafo 3.2.1.

L'uso di questo modello ci consente di confermare e/o confutare i risultati ottenuti con il modello probit e di verificare la presenza di una causalità inversa tra durata contrattuale e innovazione. Il punto cruciale che vogliamo chiarire in questo lavoro è se siano le imprese che innovano di meno ad utilizzare prevalentemente le forme contrattuali atipiche con durata del rapporto di lavoro inferiore ai sei mesi. Inoltre, ai fini della nostra indagine, è anche rilevante capire quale sia la correlazione tra le diverse durate contrattuali e i settori tecnologici. Come specificato in precedenza (Cetrulo *et al.*, 2019), una relazione negativa tra lavoro flessibile e innovazione potrebbe essere maggiormente rilevante per modelli di innovazione che si basano su conoscenza tacita e specifica all'impresa.

Le statistiche descrittive delle variabili utilizzate nelle stime econometriche e la matrice di correlazione tra variabili sono contenute rispettivamente nelle Tabelle A1 e A2 dell'appendice a questo capitolo.

4. RISULTATI

I risultati delle stime del modello Probit sono presentati nella Tabella 2. Le tre colonne della tabella riportano rispettivamente gli effetti marginali del modello base (colonna 1) e delle due specificazioni che tengono conto alternativamente dell'effetto specifico della regione (colonna 2) e dell'interazione tra settori tecnologici e durata del rapporto di lavoro (colonna 3). Gli errori standard sono robusti all'eteroschedasticità.

Avere scelto di assumere lavoratori con contratti di durata inferiore ai sei mesi (*short_term*) ha chiaramente un impatto negativo sulla probabilità di innovare dell'impresa. L'incidenza appare piuttosto limitata nelle nostre analisi, con effetti marginali stimati che variano dal 5,8 al 2,8 per cento per le tre specificazioni, con una significatività della stima, tuttavia, molto elevata. Questo risultato appare quindi in linea con la letteratura che ha evidenziato come le imprese *labour intensive* tendano a sottoinvestire ed a non impegnarsi in processi di produzione innovativi (cfr. Michie e Sheehan, 2001 e 2003).

Nella specificazione della colonna 3, le interazioni tra l'uso di contratti di breve durata e il livello tecnologico non hanno effetti significativi: l'intensità della relazione negativa tra contratti flessibili e innovazione non sembra essere diversa per imprese appartenenti a settori con diverso contenuto tecnologico, evidenziato dalle variabili di interazione settore-durata. Una seconda conferma dei legami tra

probabilità di innovare e caratteristiche d'impresa concerne l'impatto degli effetti marginali stimati relativi ai settori tecnologici in cui l'impresa è attiva. Rispetto a imprese che operano in settori tradizionali, produrre in settori manifatturieri che adottano tecnologie di elevato profilo (MHT) aumenta del 21 per cento la probabilità di innovare. L'effetto marginale è più basso, ma comunque di un certo rilievo (12-13 per cento) per le imprese appartenenti a settori caratterizzati da una tecnologia medio-bassa (MMLT) e al settore dei servizi tecnologici o ad elevato contenuto di conoscenza (KIS_HT), mentre rimane positivo ma piuttosto contenuto (5-6 per cento) per le imprese di settori a basso contenuto tecnologico (MLT).

Un ulteriore elemento che rafforza la spinta innovativa delle imprese è la caratteristica individuata dalla covariata *Internazionale* che fa riferimento sia al volume delle esportazioni che all'appartenenza a gruppi multinazionali, i cui effetti marginali sono robusti nelle tre specificazioni, e variano dall'8,5 (colonna 2) al 9,3 per cento (colonne 1 e 3).

TABELLA 2 – Risultati modello Probit: Probabilità di innovare (effetti marginali)

VARIABILI		(1)	(2)	(3)
		dy/dx	dy/dx	dy/dx
Durata rapporto di lavoro	short_term	-0,0285** (0,0139)	-0,0380*** (0,0139)	-0,0481** (0,0226)
	medium_term	0,0397*** (0,0145)	0,0371** (0,0144)	0,0399*** (0,0145)
Settore Tecnologico	MHT	0,2104*** (0,0090)	0,2083*** (0,0089)	0,2033*** (0,0144)
	MMLT	0,1219*** (0,0087)	0,1177*** (0,0086)	0,1179*** (0,0148)
	MLT	0,0625*** (0,0097)	0,0604*** (0,0096)	0,0500*** (0,0161)
	KIS_HT	0,1309*** (0,0078)	0,1312*** (0,0078)	0,1220*** (0,0115)
	MHT_shortterm			0,0271 (0,0457)
	MMLT_shortterm			0,0147 (0,0437)
	MLT_shortterm			0,0454 (0,0465)
	KIS_HT_shortterm			0,0336 (0,0324)

Internazionale		0,0930***	0,0846***	0,0928***
		(0,0062)	(0,0063)	(0,0062)
Anni di attività in classi (< di 2 anni)	2-4 anni	-0,0616	-0,0953*	-0,0619
		(0,0545)	(0,0548)	(0,0545)
	5-9 anni	0,0209	-0,0061	0,0209
		(0,0235)	(0,0236)	(0,0235)
	10 anni e più	0,0716***	0,0433**	0,0712***
		(0,0217)	(0,0218)	(0,0217)
Dimensione in classi (Micro)	Piccola	0,1303***	0,1346***	0,1305***
		(0,0067)	(0,0066)	(0,0067)
	Media	0,1907***	0,2160***	0,1907***
		(0,0093)	(0,0098)	(0,0093)
	Grande	0,2146***	0,2726***	0,2142***
		(0,0114)	(0,0135)	(0,0114)
Province	Pordenone	0,0627***		0,0625***
		(0,0127)		(0,0127)
	Udine	0,0370***		0,0369***
		(0,0123)		(0,0124)
	Gorizia	0,0269*		0,0268*
		(0,0149)		(0,0149)
Trieste	0,0689***		0,0684***	
	(0,0136)		(0,0136)	
	FVG		0,0936***	
			(0,0100)	
Roe in Classi (1.Roe_Class)	2.Roe_Class	0,0312***	0,0303***	0,0311***
		(0,0093)	(0,0093)	(0,0094)
	3.Roe_Class	0,0152*	0,0142*	0,0150*
		(0,0083)	(0,0082)	(0,0083)
	4.Roe_Class	-0,0020	-0,0012	-0,0022
		(0,0090)	(0,0089)	(0,0090)
Osservazioni		10.137	10.137	10.137

Nota: Errori standard robusti in parentesi. Significatività: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10.

Fonte: Nostre elaborazioni sul campione originale di imprese ottenuto dall'incrocio di due dataset: *Innovation Intelligence* e i dati dell'Osservatorio del Lavoro della la Regione Friuli Venezia Giulia

Passando all'analisi delle variabili di controllo per le caratteristiche strutturali d'impresa (età, dimensione) i risultati documentano quanto segue. Gli effetti stimati per il vettore età sono stabilmente significativi nelle tre specificazioni proposte solo per le imprese con una vita produttiva pari o superiore a 10 anni di attività, che hanno una maggiore probabilità di innovazione stimata tra il 7,1 (colonna 1 e 3) e il 4,3 per cento (colonna 2). Guardando invece alla dimensione delle imprese, rispetto alla dummy di controllo (*Micro*) le imprese di più grandi dimensioni presentano sempre una maggior probabilità di innovare, che varia dal 21 (colonne 1 e 3) al 27 per cento (colonna 2). Tali risultati sono robusti nelle tre specificazioni.

Un ultimo controllo viene effettuato rispetto alla capacità dell'impresa di produrre utili in rapporto al patrimonio netto della stessa (*Roe_Class*) per classi di performance dalla più limitata (la 2. - tra 0 e 5 per cento) alla più elevata (la 4. - superiore al 25 per cento). Tali misure sono riferite al quinquennio 2013-2017 precedente l'ultimo bilancio a cui si riferiscono i dati d'impresa (2018). Il risultato interessante è che sono proprio le imprese con un ROE più contenuto quelle che presentano un effetto marginale positivo e significativo pari al 3 per cento in tutte le tre specificazioni. Per cogliere parte dell'eterogeneità non spiegata dalle caratteristiche delle imprese, nel modello controlliamo per il ruolo ricoperto dai cluster provinciali delle stesse, che possono giocare un ruolo nel rafforzare la propensione all'innovazione, così come emerge dal paragrafo 2 sulle specificità locali nella ricerca e sviluppo della regione Friuli Venezia Giulia, e delle imprese con sede legale in regione rispetto a quelle che sono localizzate altrove. I risultati evidenziano che le imprese localizzate in FVG presentano una spinta innovativa più elevata (+9,6 per cento per la covariata *FVG*) rispetto a quelle localizzate fuori regione. Tale spinta è frutto soprattutto del contributo dei cluster delle province di *Trieste* (+6,9 per cento) e di *Pordenone* (+6,3 per cento) ed è più contenuta nelle altre due province, *Udine* e *Gorizia* (quest'ultima caratterizzata principalmente dalla cantieristica navale e dall'indotto relativo) i cui effetti marginali sono rispettivamente +3,7 e +2,7 per cento.

Nella seconda parte dell'analisi, impieghiamo il modello logit multinomiale per verificare da un lato che non ci sia inversione nel nesso causale tra la flessibilità contrattuale e l'innovazione, dall'altro che - al netto dell'innovazione - nello spiegare la flessibilità esterna del lavoro siano rilevanti alcune caratteristiche strutturali delle imprese che determinano la necessità di mantenere una quota più o meno elevata di posti di lavoro ad elevato turnover.

I risultati ottenuti dalle stime del modello [2] e riportati nella Tabella 3, avvalorano le nostre ipotesi. Infatti, la propensione ad innovare delle imprese non ha effetti significativi sull'uso di contratti a tempo determinato (colonna1). Questo

risultato sembra confermare l'ipotesi di assenza di inversione del nesso causale tra flessibilità e innovazione che abbiamo testato nel modello [1].

In secondo luogo, i contratti più flessibili (colonna 1), con durata inferiore ai sei mesi, hanno una probabilità inferiore ad essere impiegati nei settori tecnologici del manifatturiero, anche in quelli che adottano tecnologie produttive più limitate (-65 per cento) a differenza del settore dei servizi, per cui l'effetto, se pur debolmente negativo, non è significativo.

L'effetto degli anni di attività sembra essere un'ulteriore causa esplicativa. I contratti a termine sono un fattore di produzione molto importante soprattutto per le imprese più giovani, presenti dai 2 ai 9 anni sul mercato rispetto alle imprese entrate da meno di 2 anni. Per quanto riguarda, invece, le caratteristiche di controllo riferite alla dimensione e alla *performance*, in entrambi i casi all'aumentare del valore delle classi, la riduzione nell'uso dei contratti flessibili è più accentuata. Per quanto riguarda la localizzazione, poi, anche in questo caso è evidente un effetto negativo generalizzato e significativo nell'adozione di contratti flessibili e in modo particolare per la provincia di Trieste, ove sono maggiormente localizzate le imprese innovatrici di tipo scientifico-tecnologico.

TABELLA 3 – Risultati modello Logit Multinomiale: durata dei rapporti di lavoro e innovazione

VARIABILI(*)		(1)	(2)
Innova		-0,5235	-0,1309
		(0,3537)	(0,1653)
Settore Tecnologico	MHT	-0,6239*	-0,1086
		(0,3482)	(0,1649)
	MMLT	-0,4615*	-0,5925***
		(0,2402)	(0,1516)
	MLT	-0,6501**	-0,2527*
		(0,2905)	(0,1427)
	KIS_HT	-0,0725	0,0289
		(0,1407)	(0,0811)
Internazionale		-1,1629***	-0,7638***
		(0,2186)	(0,1082)

(*) Il caso base di riferimento è il Tempo indeterminato.

Anni di attività in classi (< di 2 anni)	2-4 anni	1,2804***	0,4098
		(0,4186)	(0,3305)
	5-9 anni	0,7877**	0,4315**
		(0,3309)	(0,2167)
	10 anni e più	-0,2575	-0,0333
		(0,3213)	(0,2055)
Dimensione in classi (Micro)	Piccola	-0,9000***	-1,3539***
		(0,1832)	(0,1218)
	Media	-0,5605*	-0,9318***
		(0,3235)	(0,1903)
	Grande	-2,1435***	-1,1910***
		(0,7300)	(0,2366)
Province	Pordenone	-0,4131*	-0,5469***
		(0,2424)	(0,1492)
	Udine	-0,4224*	-0,3251**
		(0,2283)	(0,1382)
	Gorizia	-0,4740*	-0,3700**
		(0,2650)	(0,1574)
Trieste	-0,6331**	-0,5428***	
	(0,2535)	(0,1517)	
Roe in Classi	1.Roe_Class	-0,7817***	-0,7969***
		(0,1610)	(0,0939)
	2.Roe_Class	-0,9811***	-1,1418***
		(0,1851)	(0,1068)
	3.Roe_Class	-1,1530***	-1,2837***
		(0,1668)	(0,0972)
	4.Roe_Class	-1,1271***	-1,1907***
		(0,1687)	(0,1035)
Costante	-1,4672***	-0,3517	
	(0,3470)	(0,2197)	
Osservazioni		11.494	11.494

Nota: Errori standard robusti in parentesi. Significatività: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10.

FONTE: Nostre elaborazioni sul campione originale di imprese ottenuto dall'incrocio di due dataset: Innovation Intelligence e i dati dell'Osservatorio del Lavoro della la Regione Friuli Venezia Giulia.

5. CONCLUSIONI

Questo contributo ha studiato l'effetto della flessibilità contrattuale sulla probabilità di innovazione da parte delle imprese e la probabilità di utilizzo di forme contrattuali flessibili in settori con diversa struttura tecnologica. La disponibilità di una base di dati originale "employer-employee" – frutto del lavoro congiunto dei ricercatori del DEAMS e dell'Ente di ricerca ASP – ci ha consentito di utilizzare un campione di imprese di capitali localizzate in Friuli Venezia Giulia con informazioni su caratteristiche relative sia alla struttura d'impresa che al turnover occupazionale. Si tratta di un'analisi di particolare interesse per comprendere se le imprese di una regione classificata nelle statistiche europee come "strong innovator", unica tra le regioni italiane, attivino strategie competitive basate sui costi (in particolare sul costo del lavoro flessibile) piuttosto che sugli investimenti in innovazione. In questo senso, i nostri risultati corroborano l'interpretazione *shumpeteriana* secondo la quale, lo stock di conoscenza tacita è fondamentale per lo sviluppo di innovazioni, e la sua accumulazione dipende strettamente da rapporti di lavoro stabili.

Noi osserviamo che i contratti con durata breve, rispetto a quelli di più lunga durata, riducono significativamente la probabilità che le imprese scelgano strategie di innovazione produttiva. L'effetto unidirezionale della durata contrattuale sulla probabilità di innovazione viene confermato dai risultati del modello logit multinomiale. Quest'ultimo evidenzia inoltre una relazione negativa tra l'appartenenza delle imprese a settori manifatturieri e l'uso di contratti di breve durata, senza distinzioni di rilievo rispetto al contenuto tecnologico.

Ulteriori fattori strutturali che comportano una maggiore spinta innovativa sono sicuramente il maggior numero di anni di attività e la dimensione aziendale, confermando che l'innovazione è un processo di lungo periodo che necessita di dimensioni d'impresa adeguate per la sua realizzazione. Un dato interessante che merita un ulteriore approfondimento è il ruolo che i risultati economici pregressi hanno nel determinare la probabilità di innovazione. I nostri risultati mettono in luce una relazione negativa tra la classe di ROE sperimentata negli anni precedenti e la probabilità di innovazione corrente; ciò potrebbe essere spiegato dal fatto che l'innovazione tende ad assorbire maggiori capitali propri nei periodi di attività antecedenti all'anno di osservazione dell'indicatore sulla propensione ad innovare.

La localizzazione produttiva e dei servizi ha infine un ruolo importante sulla probabilità ad innovare, e nelle province di Pordenone e Trieste, in cui l'attività economica è rispettivamente ancorata sull'innovazione industriale e scientifico-tecnologica, l'uso di rapporti flessibili risulta essere più contenuto.

APPENDICE

TABELLA A1 – Statistiche descrittive

Variabili	Osservazioni	Media	Dev. Standard	Min	Max
Innovazione	11.494	0,121	0,327	0	1
<i>Anni di attività in classi</i>					
< di 2 anni	11.494	0,003	0,051	0	1
2-4 anni	11.494	0,012	0,108	0	1
5-9 anni	11.494	0,149	0,356	0	1
10 anni e più	11.494	0,814	0,389	0	1
<i>Dimensione in classi</i>					
Micro	11.494	0,541	0,498	0	1
Piccola	11.494	0,246	0,431	0	1
Media	11.494	0,068	0,251	0	1
Grande	11.494	0,045	0,207	0	1
<i>Durata contrattuale</i>					
< 6 mesi	11.494	0,294	0,263	0	1
≥ 6 mesi	11.494	0,32	0,246	0	1
Tempo indeterminato	11.494	0,386	0,293	0	1
<i>Settori tecnologici</i>					
Manifatturiero High Tech	11.494	0,066	0,249	0	1
Manifatturiero Medium-Low Tech	11.494	0,097	0,297	0	1
Manifatturiero Low Tech	11.494	0,087	0,281	0	1
Servizi Elevata Conoscenza	11.494	0,179	0,383	0	1
<i>Roe in Classi</i>					
Basso (-20% e 0)	2.169	0,188	0,391	0	1
Medio (0.1% e 5%)	2.124	0,184	0,388	0	1
Elevato (5.1% e 25%)	3.506	0,305	0,460	0	1
Molto Elevato (più di 25%)	2.338	0,203	0,402	0	1
<i>Province</i>					
Pordenone	11.494	0,24	0,427	0	1
Udine	11.494	0,429	0,495	0	1
Gorizia	11.494	0,108	0,311	0	1
Trieste	11.494	0,157	0,364	0	1
FVG	11.494	0,843	0,364	0	1

FONTE: Nostre elaborazioni sul campione originale di imprese ottenuto dall'incrocio di due dataset: *Innovation Intelligence* e i dati dell'Osservatorio del Lavoro della Regione Friuli Venezia Giulia.

TABELLA A2 – Matrice di correlazione tra le variabili

Variabile	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) innova	1,000											
(2) Eta_2	0,002	1,000										
(3) Eta2_4	-0,033***	-0,006	1,000									
(4) Eta5_10	-0,087***	-0,021**	-0,046***	1,000								
(5) Eta10_ePiu	0,099***	-0,107***	-0,228***	-0,875***	1,000							
(6) Dim_0_9	-0,258***	0,009	0,039***	0,099***	-0,071***	1,000						
(7) Dim_10_49	0,192***	-0,021**	-0,004	-0,036***	0,047***	-0,621***	1,000					
(8) Dim_50_249	0,208***	-0,007	-0,020**	-0,045***	0,025***	-0,293***	-0,154***	1,000				
(9) Dim_250piu	0,136***	-0,011	-0,016*	-0,064***	0,032***	-0,235***	-0,124***	-0,058***	1,000			
(10) short_term	-0,056***	-0,002	0,016*	0,016*	-0,021**	-0,075***	0,030***	-0,027***	-0,009	1,000		
(11) medium_term	-0,004	-0,027***	-0,036***	-0,111***	0,113***	0,035***	-0,060***	-0,025***	-0,037***	-0,337***	1,000	
(12) long_term	0,053***	0,024***	0,016*	0,079***	-0,076***	0,038***	0,023**	0,046***	0,039***	-0,612***	-0,538***	1,000
(13) internazionale	0,310***	-0,016*	-0,045***	-0,075***	0,093***	-0,145***	0,194***	0,132***	0,045***	-0,099***	-0,037***	0,120***
(14) Pordenone	0,079***	0,011	0,016*	0,005	0,003	-0,005	0,072***	0,001	-0,036***	-0,013	-0,046***	0,050***
(15) Udine	-0,040***	-0,017*	-0,011	-0,012	0,039***	0,061***	0,004	-0,048***	-0,055***	0,013	0,007	-0,017*
(16) Gorizia	-0,026***	0,004	0,024***	0,037***	-0,046***	-0,015*	-0,014	-0,003	-0,016*	0,050***	0,007	-0,051***
(17) Trieste	-0,019**	0,015*	-0,018*	-0,003	0,007	0,045***	-0,067***	-0,020**	-0,005	-0,030***	0,033***	-0,001
(18) FVG	-0,010	-0,001	-0,000	0,035***	0,077***	0,294***	0,034***	-0,217***	-0,418***	0,015	0,031***	-0,040***
(19) Roe_Class	0,025**	-0,015	0,043***	0,102***	-0,101***	-0,107***	0,092***	0,026***	0,025**	-0,008	-0,055***	0,052***
(20) MHT	0,278***	-0,007	-0,010	0,002	0,007	-0,097***	0,070***	0,088***	0,020**	-0,033***	-0,013	0,040***
(21) MMLT	0,149***	0,012	0,013	-0,023**	0,019**	-0,121***	0,131***	0,061***	-0,010	0,008	-0,040***	0,027***
(22) MLT	0,056***	-0,016*	-0,002	-0,030***	0,026***	-0,091***	0,108***	0,046***	-0,001	-0,017*	-0,006	0,021**
(23) KIS_HT	0,019**	0,016*	-0,005	-0,001	0,009	0,090***	-0,081***	-0,027***	0,021**	-0,066***	0,043***	0,022**
(24) no_Tech	-0,276***	-0,007	0,002	0,030***	-0,037***	0,103***	-0,112***	-0,086***	-0,020**	0,073***	0,000	-0,065***

(segue)

(continua)

Variabile	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
(13) internazionale	1,000											
(14) Pordenone	0,096***	1,000										
(15) Udine	0,007	-0,488***	1,000									
(16) Gorizia	-0,025***	-0,196***	-0,302***	1,000								
(17) Trieste	-0,063***	-0,243***	-0,374***	-0,150***	1,000							
(18) FVG	0,077***	0,085***	0,144***	0,049***	0,072***	1,000						
(19) Roe_Class	0,006	0,029***	-0,014	0,003	-0,028***	-0,037***	1,000					
(20) MHT	0,211***	0,042***	-0,027***	0,037***	-0,049***	-0,007	0,016	1,000				
(21) MMLT	0,165***	0,095***	-0,018*	0,005	-0,080***	0,025**	0,050***	-0,088***	1,000			
(22) MLT	0,196***	0,076***	0,021**	-0,047***	-0,079***	0,020**	-0,005	-0,082***	-0,101***	1,000		
(23) KIS_HT	-0,165***	-0,048***	-0,004	-0,018*	0,067***	-0,019*	0,036***	-0,125***	-0,153***	-0,144***	1,000	
(24) no_Tech	-0,189***	-0,084***	0,015*	0,018**	0,066***	-0,008	-0,063***	-0,307***	-0,379***	-0,355***	-0,538***	1,000

Fonte: Nostre elaborazioni sul campione originale di imprese ottenuto dall'incrocio di due dataset: *Innovation Intelligence* e i dati dell'Osservatorio del Lavoro della la Regione Friuli Venezia Giulia.

- Acemoglu, D. (1997a). Technology, unemployment and efficiency. *European Economic Review*, 41, 525-533.
- Acemoglu, D. (1997b). Training and innovation in an imperfect labour market. *Review of Economic Studies*, 64, 445-464.
- Altuzarra, A., Serrano, F. (2010). Firms' innovation activity and numerical flexibility. *ILR Review*, 63, 327-339.
- Arvanitis, S. (2005). Modes of labour flexibility at firm level: are there any implications for performance and innovation? Evidence for the Swiss economy. *Industrial and Corporate Change*, 14, 993-1016.
- Bottazzi, L., Peri, G. (2002). Innovation and spillover in regions: Evidence from European patent data. *European Economic Review*, 47, 687-710.
- Breschi, S., Lissoni, F. (2001). Localised knowledge spillover vs innovative milieu: knowledge 'tacitness' reconsidered. *Papers in Regional Science*, 80, 255-73.
- Breschi, S., Malerba, F. (2001). The geography of innovation and economic clustering: some introductory notes. *Industrial and Corporate Change*, 10, 817-33.
- Buddelmeyer, H., Jensen, P. H., Webster, E. (2009). Innovation and the determinants of company survival. *Oxford Economic Papers*, 62, 261-285.
- Cetrulo, A., Cirillo, V., Guarascio, D. (2019). Weaker jobs, weaker innovation. Exploring the effects of temporary employment on new products, *Applied Economics*, 51, 6350-6375.
- Cooke, P., Uranga, M., Etxebarria, G. (1997). Regional innovation systems: institutional and organisational dimensions. *Research Policy*, 26, 475-91.
- Damijan, J. P., Kostevc, Č., Polanec, S. (2010). From innovation to exporting or vice versa? *The World Economy*, 33, 374-398.
- European Commission (2007). Towards Common Principles of Flexicurity: More and better jobs through flexibility and security, Office for official publications of the European Communities. Directorate-General for Employment, S. A. and E. O. U. D. 2.
- European Commission (2019). Methodology report. <https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/regional-innovation-scoreboard>
- European Commission (2019 a). Regional Innovation Scoreboard. <https://data.europa.eu/euodp/en/data/dataset/regional-innovation-scoreboard>
- Freeman, C. (1987). Technology policy and economic performance: Lessons from Japan, *Columbia University Press*. New York.
- Franceschi, F., Mariani, V. (2015). Flexible labor and innovation in the Italian industrial sector. *Industrial and Corporate Change*, 25, 633-648.
- Grossman, G. M., Helpman, E. (1991). Trade, knowledge spillovers, and growth. *European Economic Review*. 35, 517-526.
- Hirsch, B., Mueller, S. (2012). The productivity effect of temporary agency work: Evidence from German panel data. *The Economic Journal*, 122, 216-235.
- Kleinknecht, A. (1998). Is labour market flexibility harmful to innovation? *Cambridge Journal of Economics*, 22, 387-396.

- Kleinknecht, A., van Schaik, F.N, Zhou, H. (2014). Is flexible labour good for innovation? Evidence from firm-level data. *Cambridge Journal of Economics*, 38, 1207-1219.
- Kleinknecht, A., Naastepad, C. (2005). The Netherlands: Failure of a neo-classical policy agenda. *European Planning Studies*, 13, 1193-1203.
- Lorenz, E. (1999). Trust, contract and economic cooperation. *Cambridge Journal of Economics*, 23, 301-315.
- Lucidi, F., Kleinknecht, A. (2010). Little innovation, many jobs: An econometric analysis of the Italian labour productivity crisis. *Cambridge Journal of Economics*, 34, 525-546.
- Lundvall, B. (1992). National systems of innovation: Towards a theory of innovation and interactive learning. London: Pinter.
- Michie, J., Sheehan-Quinn, M. (2001). Labour market flexibility, human resource management and corporate performance. *British Journal of Management*, 12, 287-306.
- Michie, J., Sheehan-Quinn, M. (2003). Labour market deregulation, "flexibility" and innovation. *Cambridge Journal of Economics*, 27, 123-143.
- OECD (1994), *The OECD Jobs Study*. OECD Publications: Paris.
- Podrecca, E. (2016). Dynamic effects of labor market reforms on productivity. A survey. In Capellari, S. (a cura di) *Mercato del lavoro, disoccupazione e riforme strutturali in Italia*. EUT, Trieste.
- Soete, L., Verspagen, B., Ter Weel, B. (2010). Systems of Innovation, in *Handbook of Economics of Innovation*. Ed. North Holland.
- Vergeer, R., Kleinknecht, A. (2012). Do flexible labour markets indeed reduce unemployment? *Review of Social Economy*, 70, 451-67.
- Wagner, J. (2007). Exports and productivity: A survey of the evidence from firm-level data. *The World Economy*, 30, 60-82.
- Zhou, H., Dekker, R., Kleinknecht, A. (2011). Flexible labor and innovation performance: evidence from longitudinal firm-level data. *Industrial and Corporate Change*, 20, 941-968.