

# Un modello per la valutazione d'impatto occupazionale del lavoro interinale in Italia

*Cristina Tajani*  
*Università di Milano*

Agosto 2007

## **Abstract**

“The difficult of evaluating labour policies: a model to estimate the impact on employment of temporary work’s introduction to Italy”.

This paper tries to evaluate the impact on employment of temporary work’s introduction to Italy using the quantitative tools of impact analysis. During the last ten years, Italy registered a high growth in employment without significant economic growth. Many analysts indicate the introduction of flexible jobs as the cause of employment growth. However, few researchers have established a causal relationship between labour market transformation and positive employment trends through a counterfactual framework. This paper presents a counterfactual model to estimate the effect on employment of introducing temporary work in 1997.

## **1. Introduzione**

La pubblicazione delle ultime rilevazioni trimestrali sulle forze di lavoro<sup>1</sup> ha riaperto il dibattito sugli “effetti” occupazionali delle recenti riforme del mercato del lavoro ed in particolare sugli effetti della l. 30/2003 e successivi decreti delegati.

Il nostro paese ha assistito, negli ultimi anni, ad un miglioramento di molti indicatori del mercato del lavoro ed ha visto un tasso di crescita dell’occupazione spesso sensibilmente superiore al tasso di crescita del PIL.

---

<sup>1</sup> [www.istat.it](http://www.istat.it).

### Tasso di crescita dell'occupazione a confronto con il tasso di crescita del Pil.

Anno	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Crescita occupazione	0,3	1,05	1,2	1,7	1,9	1,4	1,5	1,01	0,7	1,5
Pil	2	1,8	1,7	3,1	1,8	0,3	0,0	1,2	0,1	1,9

Fonte: Istat, Eurostat, Banca d'Italia.

I contributi più importanti alla crescita dell'occupazione sono sostanzialmente due e derivano dalla componente straniera e dai lavoratori a tempo determinato. Un ulteriore contributo deriva poi, negli ultimi trimestri, dalla popolazione con età superiore ai 50 anni.

Molti osservatori tra coloro che si sono spesi nel sostenere la flessibilizzazione del mercato del lavoro non hanno esitato ad attribuire questo risultato alle recenti riforme, invocando ulteriore flessibilità<sup>2</sup>.

Ad un'analisi rigorosa, però, non è consentito porre sullo stesso piano il contributo, in termini di crescita occupazionale, che deriva dalla componente straniera con quello che deriva dal lavoro a tempo determinato. In altre parole, non si possono trattare queste due componenti di crescita come "effetti" rispettivamente della sanatoria del 2002 e dei provvedimenti legislativi entrati in vigore con la legge 30, nel 2003. Si può parlare di "effetto occupazionale" solo se il nesso di causa-effetto tra un intervento pubblico (la legge 30 o la sanatoria del 2002) ed i risultati prodotti sulla variabile di interesse (nel nostro caso la crescita occupazionale) può essere stabilito con rigore e in qualche modo quantificato (la letteratura sulla valutazione di impatto, che questo lavoro utilizza come punto di riferimento metodologico, si occupa proprio di fornire strumenti teorico-quantitativi idonei a stabilire il nesso di causalità tra due eventi). Com'è noto, in Italia sono ancora pochi i contributi empirici che analizzino la crescita occupazionale in una prospettiva controfattuale e sono perlopiù applicati a casi di tipo microeconomico. La domanda non è tanto quella che si interroga su cosa è successo all'occupazione dalle prime riforme miranti a "flessibilizzare" il mercato del lavoro in poi, ma piuttosto quella che si interroga sul *cosa sarebbe successo se* quegli interventi non fossero stati attuati.

Nel caso della cosiddetta sanatoria è facile stabilire un nesso causale senza ricorrere a particolari metodologie quantitative: senza quell'intervento circa 700 mila lavoratori non sarebbero emersi nelle statistiche occupazionali (si tratta quindi di un effetto statistico e non strettamente economico). Proprio l'Istat ha ammesso che gran parte dell'incremento occupazionale osservato è riconducibile ad un "effetto" statistico-contabile che si spiega attraverso il graduale inserimento dei lavoratori immigrati nella popolazione residente, dopo la sanatoria del 2002. Fenomeni analoghi, seppur in

---

<sup>2</sup> Si veda, tra i molti, Cazzola G. (2006), "L'aumento dell'occupazione rende giustizia alla legge Biagi", *Adapt*, Bollettino n. 46 del 25 settembre 2006, Modena. In quest'articolo l'autore fa discendere attraverso un nesso di causa-effetto (non dimostrato) l'aumento dell'occupazione alle politiche di flessibilizzazione tipologica del mercato del lavoro.

proporzioni inferiori a causa del numero minore di lavoratori stranieri interessati, si sono osservati in seguito alle sanatorie del 1990, 1995, 1998.

Nel secondo caso, invece, non è lecito nominare come “effetto” occupazionale della flessibilità tipologica la quota di lavoro “atipico” di volta in volta prodotto sul mercato del lavoro. In questo caso la domanda da porsi è se quella frazione di occupazione sarebbe stata prodotta anche senza gli interventi di flessibilizzazione delle tipologie contrattuali. È possibile che la risposta a questa domanda sia negativa ma, come già accennato, i contributi che si attengono a questa logica controfattuale sono ancora pochi.

Il presente lavoro vuole provare a dare un contributo empirico al tentativo di stabilire una relazione causale tra le misure di flessibilizzazione delle tipologie contrattuali e la dinamica occupazionale registrata negli ultimi anni mobilitando gli strumenti quantitativi tipici della valutazione d’impatto. Si tratta di applicare strumenti solitamente utilizzati per l’analisi microeconomica<sup>3</sup> ad un fenomeno di tipo macroeconomico.

L’analisi qui proposta considera una sola e circoscritta misura di flessibilizzazione tipologica: l’introduzione, avvenuta nel 1997, del lavoro interinale in Italia e prova a misurarne gli effetti occupazionali. Sebbene il lavoro interinale rappresenti lo stock più modesto di contratti “atipici” oggi in essere (un po’ più dell’ 1% sullo stock e tra il 15 ed il 20% sui flussi) al momento della sua introduzione ha rappresentato una grande discontinuità con la precedente regolamentazione dei rapporti di lavoro, nella quale l’intermediazione di manodopera e l’interposizione nelle prestazioni di lavoro era categoricamente esclusa ad opera della l. n. 1369 del 1960.

L’introduzione di questa tipologia contrattuale ha rappresentato, dunque, anche una rottura simbolica con il precedente assetto del mercato del lavoro. La scelta di questa tipologia contrattuale, come oggetto di analisi, si spiega poi anche con ragioni metodologiche esplicitate più avanti.

E’ comunque giusto avvertire il lettore che l’intento del presente lavoro, più che ad un’analisi complessiva degli effetti occupazionali della flessibilità, deve essere ricondotto al tentativo metodologico di stabilire un nesso, sufficientemente robusto, tra un intervento sul mercato del lavoro ed i suoi effetti.

Poiché, come ricordano alcuni studiosi<sup>4</sup>, la valutazione è una conoscenza di tipo cumulativo, l’ambizione di chi scrive è che il presente lavoro possa stimolare me stessa ed altri a migliorare i risultati ottenuti ed a produrne di nuovi.

---

<sup>3</sup> Sebbene non manchino applicazioni degli strumenti di valutazione d’impatto anche per analisi macroeconomiche. Si veda, tra gli altri, Devicienti F., Maida A., Pacelli L. (2006), *The italian wage curve resurrected after the 1993 labour market reforms*, paper presentato al seminario “The Evaluation of Labour Market, Welfare and Firms Incentives Programmes”, Venezia, 11-13 Maggio 2006.

<sup>4</sup> In particolare si vedano Rettore E. Trivellato U. Martini A. (2003), *La valutazione delle politiche del lavoro in presenza di selezione: migliorare la teoria, i metodi o i dati?* *Politica Economica*/ a. XIX, n.3; e anche Martini A. (2006), *Metodo sperimentale, approccio controfattuale e valutazione degli effetti delle politiche pubbliche*, in *RIV Rassegna Italiana di Valutazione*, a. X, n. 34, Franco Angeli, Milano.

## **2. Un esercizio con dati macro per la valutazione dell'impatto occupazionale dell'introduzione del lavoro interinale.**

L'introduzione del lavoro interinale nel nostro ordinamento è avvenuto con l'approvazione della legge 196/1997, il cosiddetto "pacchetto Treu"<sup>5</sup>. La legge del 1997, però, escludeva dall'ambito di applicazione della normativa sull'interinale due settori dell'economia considerati tradizionalmente "a rischio caporalato". Si tratta dell'agricoltura e dell'edilizia, settori in cui l'intermediazione di manodopera (vietata nel nostro ordinamento giuslavoristico nel 1960 con una norma di fatto superata dalla l. 196/1997) ha costituito una piaga associata al lavoro nero.

Inoltre, poiché il lavoro interinale ha rappresentato un'importante discontinuità nel nostro ordinamento, è probabile che il legislatore del 1997 abbia voluto introdurre "con cautela" questo istituto contrattuale onde evitare di incorrere in maggiori resistenze sociali.

Il legislatore del 1997 ha, quindi, ritenuto opportuno, in prima battuta, escludere i due settori dell'agricoltura e delle costruzioni dall'ambito di applicazione della legge. È stato solo con la finanziaria del 1999 (l.488/1999) e successive misure, che il lavoro interinale è stato esteso anche ai settori agricolo ed edile, ma solo per le mansioni impiegate.

L'esclusione dell'agricoltura e dell'edilizia configura una discontinuità nell'introduzione di questa tipologia contrattuale che offre la possibilità di costruire un gruppo di controllo attraverso il quale valutare l'impatto (occupazionale) dell'introduzione del lavoro interinale in Italia.

Questa discontinuità settoriale da vita a quello che in letteratura metodologica potrebbe definirsi un "esperimento naturale" e che nel presente lavoro si è provato a sfruttare ai fini della valutazione.

Nel caso in oggetto la *variabile-risultato* sarà rappresentata dall'occupazione in valore assoluto (numero degli occupati dipendenti) per settore. L'utilizzo del tasso di disoccupazione come variabile risultato, che pure sarebbe una variabile semplice da comprendere, è impraticabile per l'impossibilità di ragionare in termini di disoccupazione quando si guarda ai settori (come si fa a calcolare quanti sono i disoccupati, per esempio, nel settore agricolo?).

Le serie storiche della RTFL Istat (Rilevazione Trimestrale delle Forze di Lavoro) consentono di ricostruire l'andamento occupazionale disaggregato per settori economici negli anni precedenti e successivi il 1997.

---

<sup>5</sup> La legge n. 196/1997 ha introdotto in Italia il "contratto di fornitura di lavoro temporaneo", ossia il lavoro interinale, interrompendo l'esclusiva funzione pubblica del collocamento. La legge interviene anche sugli schemi di *work experience*, con la previsione di stage e tirocini formativi per facilitare l'approccio dei giovani al mercato del lavoro. Inoltre la normativa del 1997 ha rivisto in maniera più "permissiva" la disciplina dei contratti a tempo determinato, originariamente introdotti nel 1978 con grandi limitazioni alla possibilità di utilizzo, e di quelli a tempo parziale ed ha ampliato i limiti di età per gli apprendisti.

In una prima fase dell'analisi, dalle serie Istat è stato selezionato l'andamento occupazionale dei soli lavoratori *dipendenti*, poiché il lavoro temporaneo si configura comunque come una tipologia, sì atipica, ma nell'alveo del lavoro subordinato (o alle dipendenze). Ci si può aspettare, quindi, che sia su questo gruppo di lavoratori, e non sugli autonomi o sui parasubordinati, che si possa misurare un qualche effetto.

La tabella e la figura seguenti illustrano l'andamento occupazionale disaggregato per settori, così come riferito dall'Istat, nel decennio 1993-2003.

I dati dell'Istat evidenziano un andamento crescente molto marcato per il settore dei servizi dal 1996 in poi. Le variazioni occupazionali negli altri settori sono meno sensibili: l'agricoltura mostra un andamento sempre decrescente ma non particolarmente marcato; il settore delle costruzioni vede una leggera ma costante crescita occupazionale dal 1998 in poi; l'industria in senso stretto, invece, evidenzia un andamento occupazionale altalenante nel decennio ma con un saldo netto leggermente negativo.

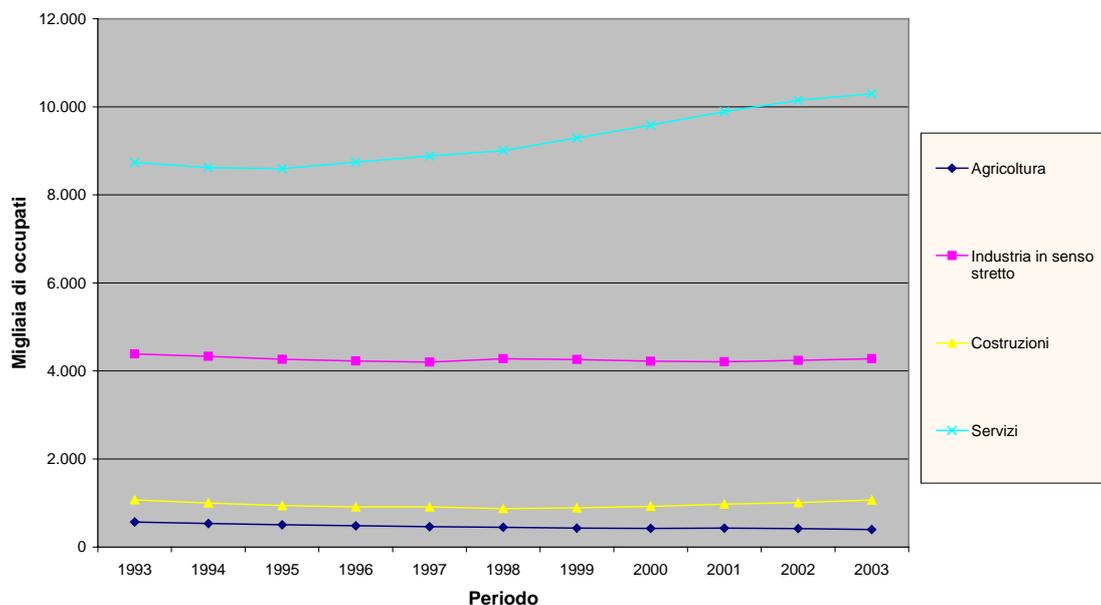
L'evidenza relativa al settore dei servizi è quella che merita maggiore attenzione poiché rappresenta la dinamica più sensibile del decennio, lasciando spazio ad interpretazioni dell'andamento occupazionale connesse alla dinamica strutturale dei settori economici. Interpretazioni di questo tipo concorrono a spiegare il positivo andamento occupazionale anche in fasi cicliche non brillanti e, a parere di chi scrive, poggiano su basi più robuste delle spiegazioni basate sulle sole trasformazioni delle regole sul mercato del lavoro.

#### **Occupati dipendenti per settore di attività economica nel decennio 1993-2003 (migliaia di unità)**

Periodo	Totale	Agricoltura	Totale Industria	Industria in senso stretto*	Costruzioni	Servizi
1993	14.764	569	5.461	4.388	1.073	8.734
1994	14.484	533	5.332	4.330	1.001	8.619
1995	14.303	503	5.204	4.264	940	8.597
1996	14.369	484	5.140	4.228	913	8.745
1997	14.453	462	5.110	4.200	910	8.881
<b>1998</b>	<b>14.605</b>	<b>449</b>	<b>5.152</b>	<b>4.277</b>	<b>874</b>	<b>9.004</b>
1999	14.870	428	5.151	4.261	890	9.291
<b>2000</b>	<b>15.153</b>	<b>424</b>	<b>5.146</b>	<b>4.224</b>	<b>923</b>	<b>9.582</b>
2001	15.502	428	5.183	4.209	974	9.891
2002	15.818	420	5.250	4.239	1.011	10.148
2003	16.039	398	5.344	4.278	1.066	10.297

Fonte: Istat RTFL

\* Per industria in senso stretto si intende l'industria senza il settore delle costruzioni. Totale industria, quindi, rappresenta la somma dell'industria in senso stretto e delle costruzioni.



Per un esercizio semplice, da svolgere in prima approssimazione a fini esplorativi, può essere utile aggregare i quattro settori economici (agricoltura, industria in senso stretto, costruzioni e servizi) in due macrosettori per configurare un settore esposto all'intervento legislativo (industria in s.s. e servizi, dove si applica la l. 1996/1997) ed un settore non esposto (agricoltura e costruzioni, escluso totalmente dalla normativa del lavoro interinale fino al 1999). Gli andamenti occupazionali aggregati sono riportati nella tabella e nella figura seguenti.

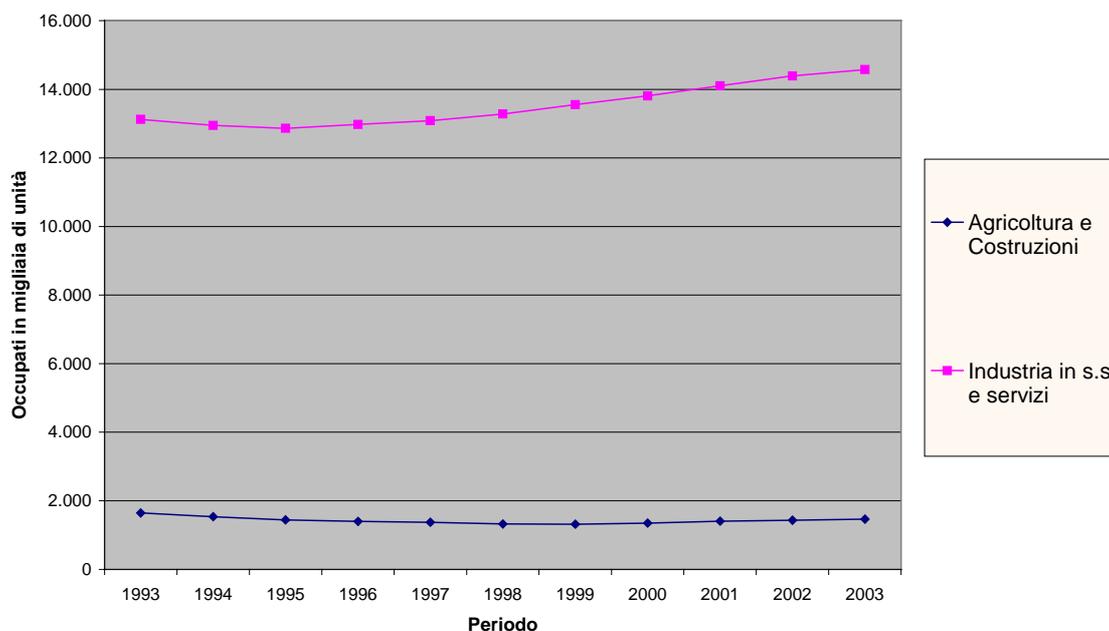
Negli ultimi mesi del 1999, sebbene con delle limitazioni, anche l'agricoltura e le costruzioni vengono incluse nell'ambito di applicazione della legge, ponendo fine alla discontinuità rilevata in precedenza.

Il disegno di questo esercizio di valutazione consiste nell'utilizzare il biennio 1998-2000 (il 1998 ed il 2000 sono infatti gli anni in cui di fatto comincia l'utilizzo dell'interinale rispettivamente nei settori industria-servizi e agricoltura costruzioni) per provare a misurare l'effetto occupazionale dell'introduzione di questa tipologia contrattuale utilizzando come controllo il macrosettore dell'agricoltura e delle costruzioni.

**Occupati dipendenti per settori aggregati nel decennio 1993-2003 (migliaia di unità)**

Periodo	Totale	Agricoltura e Costruzioni	Industria in s.s. e Servizi
1993	14.764	1.642	13.122
1994	14.484	1.534	12.949
1995	14.303	1.443	12.861
1996	14.369	1.397	12.973
1997	14.453	1.372	13.081
1998	14.605	1.323	13.281
1999	14.870	1.318	13.552
2000	15.153	1.347	13.806
2001	15.502	1.402	14.100
2002	15.818	1.431	14.387
2003	16.039	1.464	14.575

Fonte: Istat, RTFL



Poiché dalle serie storiche dell'Istat possiamo desumere l'andamento longitudinale dell'occupazione nei diversi settori, si può utilizzare il metodo del *difference-in-difference* con tre periodi di riferimento (sei osservazioni) in modo da non essere costretti ad assumere l'ipotesi del parallelismo dei trend. In altre parole si confronta l'andamento occupazionale dei settori dopo l'introduzione del lavoro interinale "depurando" il risultato dall'influenza del trend progressivo.

Per altro è evidente già dalla tabella che i trend dei due macrosettori sono divergenti, mentre l'andamento occupazionale nel biennio 1998-2000 è positivo per entrambi (seppure con intensità differente). Nel periodo 1996-1998, invece, mentre il macrosettore che contiene i servizi vede un'importante crescita dell'occupazione, il macrosettore che comprende costruzioni e agricoltura vede una contrazione occupazionale. I trend sono, in sintesi, divergenti.

La stima dell'effetto, utilizzando la metodologia del *trend-adjusted difference-in-difference*, sarà data dalle seguenti differenze:

$$\text{Effetto } (\hat{a}) = + 119 =$$

$$\boxed{(13806 - 1347)} - \boxed{(13281 - 1323)} - \boxed{[(13281 - 12973) - (1323 - 1397)]}$$

↓
↓
↓

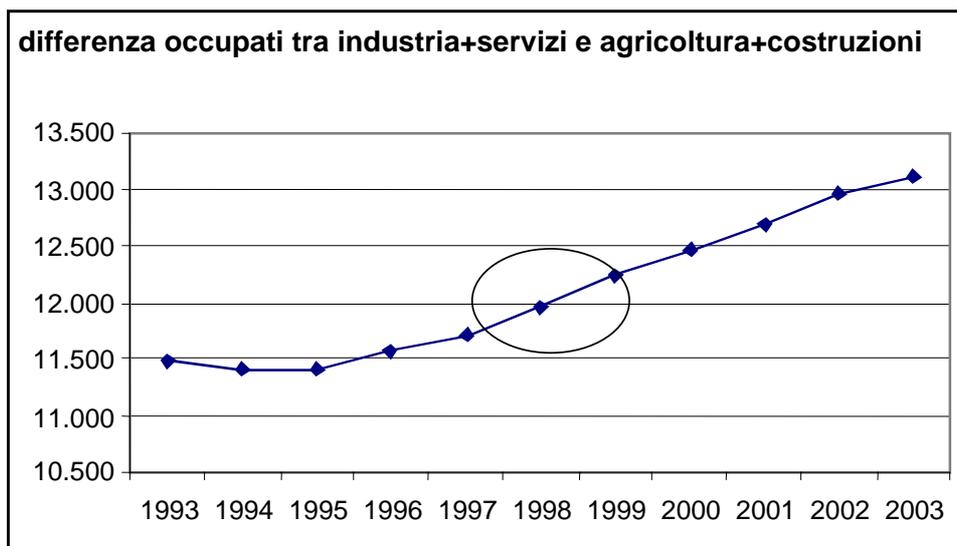
Differenza post nei livelli – Differenza pre nei livelli – Differenza pre nei trend

L'esercizio con il *difference-in difference-in difference* segnala un effetto occupazionale modesto, seppur positivo, pari a 119.000 occupati, ovvero circa 60.000 occupati in più in media per i due settori (industria e servizi) interessati dalla riforma. Aggiungendo ancora un periodo di osservazione, poiché l'estensione longitudinale dei dati ce lo consente, la stima dell'impatto diventa negativa:

$$(\hat{a}) = - 43$$

Questo risultato segnala un effetto occupazionale pari a – 43.000 occupati sui settori interessati dall'intervento legislativo rendendo controversa l'interpretazione dell'impatto occupazionale. Com'è ovvio, l'utilizzo del numero maggiore di informazioni a disposizione rende più raffinata la stima. Nel nostro caso, però, l'aggiunta di un ulteriore periodo di osservazione cambia addirittura di segno la misura dell'effetto. Se ci si fermasse a questo livello dell'analisi, bisognerebbe concludere che l'introduzione del lavoro interinale ha avuto un effetto occupazionale *negativo*, seppur quantitativamente modesto.

Un altro modo per svolgere questo tipo di analisi con i dati che abbiamo a disposizione, è quello di studiare il differenziale di crescita tra i due macrosettori, alla ricerca di una conferma del risultato ottenuto con il *trend adjusted difference-in-difference*.



In effetti il differenziale di crescita tra i due settori mostra un flesso intorno all'anno 1995 (cosa che giustifica l'effetto negativo ottenuto aggiungendo l'osservazione del biennio 1994-1996) mentre mostra una crescita più marcata tra il '98 ed il 2000, per poi tornare a scendere un poco negli anni successivi.

La curva, però, non si appiattisce dopo il 2000, cosa che invece ci avrebbe potuto condurre alla conclusione di un effetto occupazionale senza dubbio positivo per i settori esposti all'intervento. I risultati ottenuti, invece, sembrano suggerire una maggiore prudenza ed un effetto occupazionale incerto. Attraverso questo esercizio, infatti, non si può desumere un chiaro segno dell'effetto occupazionale della politica. I settori esposti all'intervento hanno risposto con una *performance* occupazionale modestamente positiva, probabilmente spiegabile in termini di un generale *effetto flessibilità* (questo perché il 1997 ha visto l'introduzione, attraverso il cosiddetto "Pacchetto Treu" di diverse misure volte a "flessibilizzare" il mercato del lavoro, e non solo l'introduzione dell'interinale) più che attraverso il solo *effetto interinale*. A conclusioni analoghe giunge anche Mo Costabella nel lavoro precedentemente citato (Mo Costabella L. 2004).

Il patrimonio informativo povero, costringe ad interpretare con molta cautela i risultati ottenuti e a considerare quello appena svolto come un semplice esercizio esplorativo rispetto ad un metodo di valutazione che, a parere di chi scrive, è da considerarsi comunque promettente.

La cautela nell'interpretare i risultati è giustificata da una serie di ragioni. In primo luogo il modello proposto, pur sfruttando longitudinalmente i dati, non utilizza tutto il patrimonio informativo a disposizione. Le serie storiche dell'Istat, infatti, offrono informazioni per tutto il decennio considerato che, invece, il modello non è in grado di sfruttare. Inoltre l'aggregazione dei settori in due soli macrosettori se da una parte rende più intuitivo il modello, dall'altra fa perdere ulteriori informazioni che la base dati rende disponibili.

In secondo luogo, la precauzione adottata per eliminare le differenze sistematiche tra i due macrosettori, attraverso lo studio dei trend che dovrebbe inglobare le "differenze di

partenza” tra i settori, probabilmente non riesce ad eliminare tutte le differenze strutturali che dividono l’industria e il terziario dal settore primario e da quello delle costruzioni. Si può ipotizzare, per esempio, che questi ultimi due presentino dei “sostituti funzionali” della flessibilità tipologica che il lavoro interinale rappresenta.

L’alta incidenza di lavoro nero o irregolare presente in questi settori, per esempio, può svolgere una funzione di sostituto funzionale rispetto alla flessibilità in entrata. Inoltre, l’incidenza di lavoro temporaneo (di cui l’interinale è una parte) varia significativamente da settore a settore per ragioni che attengono strutturalmente alla produzione.

Per ultimo le differenze geografiche non sono prese in considerazione in un modello così aggregato, mentre, come vedremo nel prossimo paragrafo, la diffusione territoriale delle agenzie di lavoro interinale (come proxy della diffusione del lavoro interinale stesso) è significativamente disomogenea a livello regionale.

### **3. Un modello con più variabili per la stima dell’effetto occupazionale dell’introduzione del lavoro interinale.**

Il possibile vantaggio derivante dall’utilizzo di un modello di regressione consiste nella possibilità di utilizzare più agevolmente tutte le informazioni longitudinali disponibili e nella possibilità di inserire variabili di controllo per migliorare la qualità della stima.

Nel nostro caso un possibile approccio per cercare di irrobustire l’evidenza empirica può consistere nel differenziare l’analisi su base territoriale (regionale), poiché, soprattutto nei primi anni di introduzione (quelli di interesse dell’analisi), la diffusione delle agenzie di lavoro interinale è stata molto disomogenea, come evidenziano diversi approfondimenti in proposito, svolti nel corso degli anni<sup>6</sup>.

In questo modo il modello si poggerà su due “discontinuità” invece che su una soltanto: la prima discontinuità, come nell’esercizio precedente, è di carattere settoriale ed attiene alla decisione legislativa di escludere alcuni settori dall’ambito di applicazione della legge, la seconda discontinuità sarà di carattere territoriale ed è dovuta alla non omogenea diffusione delle agenzie di lavoro interinale tra le regioni. Questa seconda discontinuità non è dovuta alla decisione del legislatore, ma alla dinamica autonoma del mercato del lavoro.

Come si può osservare nella tabella seguente, le regioni che, per prime ed in misura maggiore, hanno assistito alla nascita di agenzie di lavoro interinale sono state quelle del nord-ovest (Lombardia *in primis*, seguita dal Piemonte) ed il Veneto. La forte concentrazione territoriale del lavoro interinale appare essere, in Italia, una caratteristica strutturale di questo comparto.

---

<sup>6</sup> Uno tra tutti: Ires (2003), *Ragioni e articolazione territoriale del lavoro interinale*, Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali, Roma.

La maggior parte delle imprese utilizzatrici del lavoro interinale è, infatti, localizzata nel Nord, oltre il 40% nel Nord-Ovest. Questo tipo di diffusione dell'interinale, peraltro, mostra delle assonanze con altre fonti contrattuali atipiche, sviluppatasi prevalentemente in aree caratterizzate da buoni livelli di sviluppo economico e da dinamiche occupazionali relativamente sostenute (Ires 2003). Coerentemente con la domanda espressa dal sistema delle imprese, è soprattutto in alcune regioni del Nord che le agenzie di lavoro interinale hanno investito maggiormente le proprie risorse.

Come mostrato in tabella, delle 2.214 filiali censite nel 2003 dall'Ires e facenti capo alle 69 società autorizzate, ben il 73,4% è localizzato nel Nord del paese, il 30,5% nella sola Lombardia, mentre al centro e al Sud sono presenti rispettivamente soltanto il 15,8% delle filiali ed il 10,7%.

Non pare quindi inappropriato utilizzare questa discontinuità territoriale, di fianco a quella settoriale, per la verifica dell'impatto occupazionale di questa tipologia di impiego.

Per quanto riguarda la discontinuità settoriale, oltre al dato normativo più volte richiamato (l'esclusione nel primo biennio di agricoltura e costruzione dall'ambito di applicazione della legge), è stato già segnalato che anche dopo il 2000 le imprese che in maggior misura hanno usufruito del lavoro interinale appartengono al settore industriale, ed in particolare al metalmeccanico. Il carattere industriale (seguito da un'espansione anche nel terziario, con particolare riguardo al commercio) del lavoro interinale è una specificità italiana e, come segnalato da alcuni studi comparativi, non appartiene necessariamente allo strumento. In paesi come la Svezia, la Gran Bretagna e la Spagna, infatti, il peso dell'industria è inferiore ad un terzo.

Attraverso il dato della diffusione delle filiali di agenzie di lavoro interinale<sup>7</sup> nelle regioni si può provare a costruire un indicatore sintetico di "densità" della presenza di lavoro interinale tra aree territoriali.

In questo lavoro proponiamo un indicatore costruito come rapporto tra la diffusione delle agenzie interinali su base regionale ed il numero totale di occupati nelle regioni, desunto dalle rilevazioni sulle forze di lavoro dell'Istat. L'indicatore è mostrato in tabella e rappresenterà un'ulteriore variabile da utilizzare come variabile di controllo nel modello.

---

<sup>7</sup> A quattro anni dall'introduzione del lavoro interinale, una ricerca commissionata dal Ministero del Lavoro all'Ires (Ires 2003) segnalava una crescita continua del settore in termini di nascita e sviluppo di nuove agenzie di lavoro interinale con le rispettive filiali. Se nel 1998, primo anno effettivo di attività delle agenzie, le società autorizzate erano 34, alla fine del 2000 queste diventavano 52 per raggiungere, poi, la cifra di 69 nel 2003, per un totale di 2.214 filiali distribuite sul territorio nazionale.

**Distribuzione delle filiali di agenzie di lavoro interinale per regione e rapporto occupati/agenzie presenti sul territorio.**

<b>Regioni</b>	<b>Numero Filiali</b>	<b>Percentuale sul totale</b>	<b>Rapporto agenzie interinali/occupati</b>
Piemonte	244	11,5%	0,169
Valle d'Aosta	7	0,3%	0,16
Lombardia	644	30,5%	0,185
Trentino	26	1,2%	0,074
Veneto	269	12,7%	0,169
Friuli Venezia Giulia	64	3,0%	0,149
Liguria	39	1,8%	0,078
Emilia Romagna	259	12,3%	0,172
Totale Nord	1552	73,4%	
Toscana	113	5,3%	0,094
Umbria	18	0,9%	0,066
Marche	70	3,3%	0,146
Lazio	134	6,3%	0,07
Totale Centro	335	15,8%	
Abruzzo	64	3,0%	0,173
Molise	7	0,3%	0,088
Campania	48	2,3%	0,034
Puglia	46	2,2%	0,046
Basilicata	11	0,5%	0,078
Calabria	11	0,5%	0,022
Sicilia	22	1,0%	0,001
Sardegna	18	0,9%	0,042
Totale Sud	227	10,7%	
Italia	2114	100,0%	

Fonte: elaborazione IRES su dati Ministero del Lavoro e nostra elaborazione su dati Istat e Ires.

Con l'aggiunta di un indicatore di densità nella diffusione per regioni del lavoro interinale possiamo inserire un'altra variabile di controllo nel modello.

Il nuovo modello, differenziando su base territoriale l'analisi, sfrutterà il dato occupazionale disaggregato a livello regionale (20 regioni). Inoltre verranno presi in considerazione i quattro settori di riferimento (agricoltura, industria, costruzioni, servizi) non più aggregati in macrosettori ma singolarmente. Gli anni su cui si svolge l'analisi saranno tutti quelli resi disponibili dalla ricostruzione delle serie storiche dell'Istat e non soltanto i tre periodi considerati nell'esercizio col difference-in-difference.

Il modello avrà la seguente forma funzionale:

$$\Delta Y_{t,r} = \alpha + \beta T_t + \gamma R_r + \delta 1(S_1 * R_r) + \delta 2(S_2 * R_r) + \delta 3(S_3 * R_r) + \delta 4(S_4 * R_r) + \varepsilon_{t,r}$$

$$t = 1993, \dots, 2003$$

$$r = 1, \dots, 20$$

Le variabili del modello vanno così interpretate:

$\Delta Y_{t,r}$  è la variabile dipendente espressa come differenziale di crescita occupazionale negli anni.

$T_t$  è la variabile tempo, mette in relazione il risultato con lo scorrere del tempo, dal 1993 al 2003.

$R_r$  è l'indice di "densità" della presenza di agenzie di lavoro interinale. Varia al variare della regione ( $r = 1, \dots, 20$ ).

$(S_1 * R_r)$  è la variabile dummy per il primo settore (quello dell'agricoltura) moltiplicata per l'indicatore di densità dell'interinale  $R$ .

$S_1$  assumerà valore 1 per  $T \geq 2000$ , 0 negli altri casi. Quando il settore agricoltura entra nel periodo di trattamento la variabile si attiva con un'intensità che varia a seconda del valore che assume  $R$  nelle diverse regioni.

$(S_2 * R_r)$  è la variabile dummy per il secondo settore (industria) moltiplicata per l'indicatore di densità dell'interinale  $R$ .

Differentemente da prima,  $S_2$  assumerà valore 1 per  $T \geq 1998$ , 0 negli altri casi. Anche in questo caso, quando il settore dell'industria entra nel periodo di trattamento la variabile si attiva con un'intensità che varia a seconda del valore che assume  $R$  nelle diverse regioni.

$(S_3 * R_r)$  è la variabile dummy per il terzo settore (costruzioni) moltiplicata per l'indicatore di densità dell'interinale  $R$ .

Come nel primo caso  $S_3$  assumerà valore 1 per  $T \geq 2000$ , 0 negli altri casi.

$(S_4 * R_r)$  è la variabile dummy per l'ultimo settore (servizi) moltiplicata, ancora una volta, per l'indicatore di densità dell'interinale  $R$ .

Come per il caso dell'industria,  $S_4$  assumerà valore 1 per  $T \geq 1998$ , 0 negli altri casi.

I coefficienti  $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$  stimano l'effetto, per ciascun settore, della circostanza di entrare nel periodo di trattamento a seconda della regione di riferimento (ognuna contraddistinta da una maggiore o minore presenza di agenzie interinali identificata dalla variabile  $R$ ).

La stima del modello ci consegna risultati da interpretare con cautela.

Variabile	Stima dell'effetto sull'andamento occupazionale
R	2,0
T	(0,23)
RS1	-11,45
RS2	-3,06
RS3	-5,23
RS4	(17,89)

I valori tra parentesi indicano stime statisticamente significative almeno al 95% di confidenza.

Solo per il settore dei servizi la stima del coefficiente  $\delta_4$  appare statisticamente significativa e ci suggerisce un effetto sull'incremento occupazionale positivo. Per gli altri settori la stima dell'effetto è invece di segno negativo ma la significatività non è tale da poter dedurre un effetto occupazionale negativo dell'introduzione dell'interinale in questi settori.

Inoltre sia la variabile tempo, sia l'indicatore di densità dell'interinale R, sembrano mostrare una relazione positiva con la variazione dell'occupazione.

La stima di un effetto occupazionale positivo (all'introduzione del lavoro interinale) nel solo settore dei servizi è coerente con la letteratura che indica questo settore come un settore particolarmente reattivo rispetto all'introduzione di misure di flessibilità al "margine". I risultati ottenuti sono quindi plausibili anche se non è da escludere che l'impetuosa crescita occupazionale registrata in questo settore nel decennio considerato abbia trascinato verso l'alto la stima dell'effetto.

È altresì plausibile e coerente con la letteratura che per settori (come l'industria) dalla struttura occupazionale più rigida (spiegabile ovviamente non da un trattamento legislativo differenziato, ma da motivazioni interne alle esigenze produttive) non si registrino effetti occupazionali di un qualche rilievo.

Questo dato solo in apparenza è in contraddizione con l'alta concentrazione percentuale degli interinali nel settore metalmeccanico suggerendoci, forse, che la quota di lavoro interinale nei settori industriali potrebbe trovare dei sostituti funzionali in altre forme di lavoro flessibile (per esempio contratti a tempo determinato) mentre per quanto riguarda i servizi la reazione positiva all'introduzione dell'interinale suggerisce una preferenza più spiccata di questo settore proprio alla particolare tipologia del lavoro interinale<sup>8</sup> (tra le altre tipologie contrattuali cosiddette "flessibili").

<sup>8</sup> Come testimoniano due recenti rapporti (*Flessibile, molto flessibile... Rapporto 2003 sul mercato del lavoro e le politiche del lavoro in provincia di Milano*, Franco Angeli, Milano e *Il lavoro difficile, Rapporto 2004 sul mercato del lavoro e le politiche del lavoro in Provincia di Milano*, Franco Angeli, Milano) in provincia di Milano, negli ultimi anni, si è assistito all'esplosione degli avviamenti al lavoro di un solo giorno, tutti effettuati attraverso contratti interinali. Come è facile immaginare questi avviamenti

La non significatività dell'effetto registrato nei settori edile e agricolo, invece, si potrebbe spiegare non attraverso una sorta di "indifferenza" di questi settori all'introduzione di flessibilità al margine, ma attraverso l'esistenza di sostituti funzionali più "economici", come il lavoro nero o lavoro informale la cui vischiosità in questi settori è testimoniata da molta letteratura.

È bene poi ricordare, come già accennato in precedenza, che l'estensione avvenuta nel 2000 della normativa sull'interinale al settore delle costruzioni e dell'agricoltura è comunque limitata alle mansioni impiegate.

#### **4. Un modello per la stima dell'effetto occupazionale nelle regioni a più alta presenza di agenzie interinali**

Abbiamo visto nelle pagine precedenti che i contratti di lavoro interinale mostrano una sensibile concentrazione territoriale nelle regioni del nord-ovest. La Lombardia è la regione con il maggior numero di filiali di agenzie interinali sul totale (si veda tabella), mentre il Piemonte e l'Emilia Romagna mostrano il rapporto tra filiali di agenzie interinali e occupati tra i più alti in assoluto (si veda la tabella).

Potrebbe essere ragionevole, quindi, provare a costruire un modello applicabile ad un territorio in cui l'elevata diffusione dell'interinale può suggerire l'esistenza di un effetto occupazionale (tra settori esposti e settori esclusi) più sensibile. Presentiamo qui di seguito un modello applicabile ai dati occupazionali (longitudinali e settoriali) della regione Lombardia, prima, e delle regioni Piemonte ed Emilia Romagna, dopo.

Secondo i dati Ires, infatti, nella sola Lombardia si concentrano più del 30% delle filiali di agenzie di lavoro interinale sul totale nazionale. Questo dato, rendendo di fatto più praticabile il ricorso all'interinale da parte dei lavoratori e delle imprese, dovrebbe rendere più sensibile la differenza tra settori (quelli esposti all'intervento e quelli esclusi) nel territorio lombardo.

Cosa analoga è plausibile aspettarsi in Piemonte ed Emilia Romagna dove la concentrazione di filiali è alta ed il rapporto tra occupati e filiali di agenzie interinali è vicino a quello della regione Lombardia.

In questo caso il modello sfrutterà il patrimonio longitudinale delle ricostruzioni trimestrali dell'Istat (1992-2003) interrompendo le serie storiche al 2000 (anno in cui la normativa sull'interinale si estenderà anche i settori dell'agricoltura e delle costruzioni) per costruire un gruppo di "trattati" (composto dai settori del terziario e dell'industria) ed un gruppo di "controllo" (composto dai due settori esclusi fino al 2000) nitidamente identificabili.

---

si concentrano nel settore dei servizi (fiere, alberghi, convegni...) e sarebbero difficili da immaginare nel settore industriale. Avviamenti di un giorno, invece, si potrebbero immaginare nei settori agricoli ed edili ma è probabile che l'alta quota di lavoro informale in questi settori si proponga come un conveniente sostituto funzionale dell'interinale.

I dati si riferiranno, come ovvio, ad una regione per volta. Nel modello quindi non si utilizzerà la variabile identificativa delle regioni (definita R nel paragrafo precedente).

La forma funzionale del modello sarà:

$$\Delta Y_{j,t} = \alpha + \beta T_j + \gamma P_t + \delta [P_t * T_j] + \varepsilon_{j,t}$$

Con:

J = 1, 2, 3, 4

t = 1995. ..., 2003

Le variabili di questa regressione vanno così interpretate:

$P_t$  rappresenta la variabile dummy del periodo di osservazione. Assumerà valore 1 per  $t \geq 1998$  e 0 per  $t < 1998$ .

$T_i$  rappresenta lo “status” dell’osservazione i-esima. Ovvero se l’osservazione appartiene al gruppo dei “controlli” (agricoltura o costruzioni) avremo  $T=0$ ; se a quello dei “trattati” (servizi e industria in s.s.) avremo  $T=1$ .

Poiché, a differenza del modello precedente, le serie storiche si interrompono al 2000, i settori di agricoltura e costruzioni non entreranno mai nel periodo di trattamento definendo nel biennio 1998-2000 un vero e proprio gruppo di controllo.

$T_i * P_t$  rappresenta una variabile di interazione (infatti è scritta nella forma di un prodotto) ed è la vera *variabile trattamento*. Assumerà valore uguale a 1 per il settore sei servizi e dell’industria in s.s. ( $T=1$ ) osservato nel periodo successivo al 1998 ( $P_t=1$ ), e valore uguale a 0 negli altri casi. La variabile, quindi, si attiva solo all’effettiva presenza della normativa sull’interinale.

I coefficienti della regressione possono essere interpretati nel seguente modo:

$\beta$  rappresenta le differenze di partenza sui livelli

$\delta$  è il coefficiente dall’interazione tra il periodo di osservazione  $P$  e la variabile di status  $T$ . Dunque *stima l’effetto dell’interinale sulla variazione dell’occupazione*.

La stima del modello suggerisce i risultati riportati nelle tabelle seguenti.

### Tabella (Lombardia)

Variabile	Stima dell'effetto sull'andamento occupazionale
P	0,94
T	-0,06
Trattamento	5,73

Nessuna stima è statisticamente significativa al 95% di confidenza.

### Tabella (Piemonte)

Variabile	Stima dell'effetto sull'andamento occupazionale
P	0,16
T	-0,11
Trattamento	3,12

Nessuna stima è statisticamente significativa al 95% di confidenza.

### Tabella (Emilia Romagna)

Variabile	Stima dell'effetto sull'andamento occupazionale
P	0,88
T	0,48
Trattamento	4,71

Nessuna stima è statisticamente significativa al 95% di confidenza.

Per tutte e tre le regioni la stima dell'effetto da un risultato occupazionale positivo pari a circa 5.000 occupati per la Lombardia, 4.000 per l'Emilia Romagna e 3.000 per il Piemonte. I coefficienti però non risultano significativi, così come quelli delle altre variabili.

Ripetendo però le stime del modello sui livelli della variabile dipendente Y e non sui differenziali la significatività dei coefficienti migliora e l'effetto occupazionale rimane positivo. Questa circostanza però non ci consente di abbandonare la cautela nell'interpretazione dei dati. Ciò che è consentito concludere interpretando queste stime è che non si riesce a registrare un effetto occupazionale positivo in queste tre regioni (quelle cioè con la più alta presenza di agenzie interinali) che contraddistingua i settori "esposti all'intervento" rispetto a quelli non esposti.

L'impossibilità di registrare un qualche effetto occupazionale dell'introduzione del lavoro interinale è probabilmente dovuto alla circostanza che questa tipologia contrattuale, come segnalato precedentemente, è rimasta confinata ad una percentuale molto ridotta dello stock occupazionale. Questo nonostante l'enfasi registratasi intorno alla sua introduzione che testimonia una discontinuità forte rispetto al nostro ordinamento giuslavoristico.

## Conclusioni

Le conclusioni cui ci conducono i modelli presentati vanno nella direzione di negare l'esistenza di un effetto occupazionale dell'introduzione del lavoro interinale nelle regioni con maggior concentrazione di agenzie interinali (Lombardia, Piemonte ed Emilia), mentre un qualche effetto positivo sembra potersi registrare a livello settoriale, in particolare nel settore dei servizi. Anche questo dato va però interpretato con cautela, poiché i servizi sono proprio il settore che, nel decennio considerato, ha assistito alla crescita occupazionale più significativa (anche prima dell'introduzione dell'interinale nel 1998). Questo dato può far supporre un effetto di "trascinamento" in senso positivo anche sulle stime di impatto occupazionale.

Eppure è plausibile pensare che questo settore, in cui i tempi di lavoro e l'organizzazione della produzione si sono orientati verso un sempre maggiore incremento di flessibilità, abbia reagito positivamente (in termini di aumento dell'occupazione), all'introduzione di questa specifica tipologia contrattuale. È cioè coerente con la letteratura pensare che laddove si riscontrino esigenze produttive tali da giustificare il ricorso a contratti temporanei (picchi di lavoro, aperture straordinarie di esercizi commerciali, fiere e congressi...) l'introduzione di flessibilità al margine è in grado di creare occupazione aggiuntiva. Questo presuppone che le aziende del settore dei servizi si siano orientate verso una politica del personale che vede un *core* di lavoratori "stabili" attorniato da una "periferia" di lavoratori più esposti alle fluttuazioni del mercato. Nei settori, invece, dove l'utilizzo della flessibilità non è giustificato da esigenze della produzione ma dall'abbattimento del costo del lavoro o dei firing-costs, si verifica una sostituzione tra lavoro "stabile" e lavoro "flessibile" senza la creazione di impiego aggiuntivo. È quello che è successo in molte manifatture metalmeccaniche in cui il lavoro temporaneo non è stato utilizzato per esigenze straordinarie legate al ciclo degli ordinativi, ma per allungare il periodo di prova o abbattere gli eventuali costi di licenziamento. Nel settore industriale, infatti, il modello non ci segnala la creazione di occupazione aggiuntiva collegata all'introduzione dell'interinale ma suggerisce, piuttosto, che la quota di lavoratori interinali sia sostitutiva di occupazione "stabile".

L'analisi svolta per regioni, invece, non ci permette di giungere a risultati significativi. La decisione di affiancare al modello che utilizza i dati nazionali un'analisi circoscritta a singoli territori (quelli a maggior concentrazione di agenzie interinali) si spiega in ragione della considerazione che laddove è maggiore la presenza di agenzie interinali, più facile per le imprese e per i lavoratori potrebbe essere il ricorso a questa forma

contrattuale. Ovvero la presenza di agenzie di somministrazione rende effettiva la disposizione legislativa e più nitido il confine tra settori che possono usufruire della normativa sull'interinale e settori esclusi. Le stime effettuate sulle tre regioni a maggior concentrazione di agenzie, però, ci consegnano un effetto occupazionale sì positivo (per i settori dei servizi e dell'industria) ma la cui significatività statistica non è tale da consentirci conclusioni nitide.

Un possibile sviluppo del presente lavoro potrebbe utilizzare i dati occupazionali per fasce d'età e provare a verificare se nelle fasce giovanili si riesce a registrare qualche effetto dell'introduzione del lavoro interinale.

Anche la modellizzazione del problema valutativo qui sollevato non è l'unica possibile. Una verifica dei risultati ottenuti attraverso il modello su dati "macro" proposto nel presente lavoro, potrebbe venire da un'analisi di tipo "micro". Un'analisi, cioè, che guardi non agli aggregati occupazionali ma alle storie lavorative degli individui al fine di verificare se la circostanza di essere o essere stato lavoratore interinale offra delle *chance* di rimanere occupati (stabilmente o in maniera instabile) maggiori rispetto a quelle che si offrono ai lavoratori non interinali.

Un'analisi di questo tipo sarebbe possibile, per esempio, sfruttando la base informativa del CLAP (Campione Longitudinale degli Attivi e dei Pensionati) che consentirebbe di confrontare gli esiti occupazionali di un gruppo di lavoratori interinali rintracciabili nel Campione con gli esiti di un opportuno gruppo di controllo, selezionato nel medesimo campione attraverso una strategia di *matching*. L'effetto (o contributo netto) del lavoro interinale alla modificazione della condizione occupazionale verrebbe stimato ponendo a confronto le storie lavorative del campione di lavoratori interinali con quelle del gruppo di controllo. L'abbinamento tra i soggetti "trattati" (gli interinali) con i non trattati sarebbe frutto di una strategia di *matching statistico* tale da minimizzare la differenza tra le caratteristiche di partenza dei lavoratori. Caratteristiche di partenza dissimili (genere, età, livello di scolarizzazione, settore lavorativo e territorio) potrebbero, infatti, costituire *confounding*, cioè relazioni spurie tra trattamento ed esito (Contini B., Trivellato U. 2005).

Un simile disegno valutativo ricercerebbe un effetto di "occupabilità" dell'interinale sui singoli lavoratori che, se pure dovesse risultare positivo, nulla ci direbbe sugli eventuali esiti in termini di occupazione complessiva dell'introduzione di questa forma contrattuale.

Una volta selezionati il gruppo dei trattati e quello dei controlli, però, l'esercizio di valutazione potrebbe essere ripetuto, con le dovute cautele caso per caso, su altre variabili risultato (retribuzione, carriera, etc...) oltre a quella dello status occupazionale a distanza di tempo. Un esercizio di questo tipo presenta molte similitudini con il lavoro già citato (si veda il paragrafo 6) di Ichino e altri (Ichino, Mealli, Nannicini 2003).

Lo scopo del presente lavoro si è limitato, invece, a segnalare un metodo per rispondere ad una domanda molto presente nell'attuale dibattito tra economisti: come spiegare la crescita occupazionale cui si è assistito negli ultimi anni in assenza di crescita economica. Troppo frettolosamente l'introduzione di flessibilità al margine nel mercato del lavoro è stata utilizzata come risposta a questa domanda. Raramente però si è provato a dimostrare il nesso di causa ed effetto tra flessibilizzazione e crescita occupazionale utilizzando un approccio controfattuale.

Infatti, se dovessimo guardare il solo caso qui considerato (l'introduzione del lavoro interinale) dovremmo essere più cauti nell'interpretare la flessibilità come "causa" della crescita di occupazione sebbene nella consapevolezza che il lavoro interinale rappresenta una quota molto piccola dei contratti flessibili in essere, mentre è più consistente nei flussi.

La valutazione è però una disciplina che procede per accumulazione di evidenza. Ci auguriamo che altri possano utilizzare l'approccio qui proposto per provare a rispondere al dilemma da cui chi scrive è partita: come si spiega la crescita occupazionale senza crescita economica.

## Bibliografia

- Barca F. (2006), *Valutazione e nuova politica regionale*, in RIV Rassegna Italiana di Valutazione, a. X, n. 34, Franco Angeli, Milano;
- Battistin, E., Gavosto, A. e Rettore, E. (2001), *Why do subsidised firms survive longer? An evaluation of a program promoting youth entrepreneurship in Italy*, in M. Lechner e F. Pfeiffer (eds.), *Econometric evaluation of labour market policies*, Heidelberg, Physica-Verlag;
- Becker S., Ichino A. (2002), *Estimation of average treatment effects based on propensity scores*, The Stata Journal;
- Berliri, C. e Pappalardo, C. (2001), *La valutazione di efficacia dei corsi di formazione regionale: effetti di autoselezione e stima degli impatti occupazionali netti*, comunicazione al XVI Convegno nazionale di Economia del Lavoro, Firenze, 4-5 ottobre 2001 (mimeo);
- Bezzi C. (2003), *Il disegno della ricerca valutativa*, Franco Angeli, Milano;
- Bondonio D. (1998), *La valutazione d'impatto dei programmi di incentivo allo sviluppo economico*, *Economia Pubblica*, n. 6, pp. 23-52;
- Brancati R. (2006), *La valutazione tra analisi, ideologia e adempimento burocratico*, in RIV Rassegna Italiana di Valutazione, a. X, n. 34, Franco Angeli, Milano;
- Curtarelli M. (2001) a cura di, *La valutazione delle politiche per il lavoro*, Atti del Convegno Isfol, [www.isfol.it](http://www.isfol.it), Roma;
- Dente B. (2006), *Analisi delle politiche pubbliche e valutazione*, in RIV Rassegna Italiana di Valutazione, a. X, n. 34, Franco Angeli, Milano;
- Devicienti F., Maida A., Pacelli L. (2006), *The italian wage curve resurrected after the 1993 labour market reforms*, paper presentato al seminario "The Evaluation of Labour Market, Welfare and Firms Incentives Programmes", Venezia, 11-13 Maggio 2006;

- Florio M. (2006), *Valutazione e teoria degli incentivi*, in RIV Rassegna Italiana di Valutazione, a. X, n. 34, Franco Angeli, Milano;
- Formez (2006), *Valutare gli effetti delle politiche pubbliche. Metodi e applicazioni al caso italiano*, Ed. Formez, Roma
- Heckman J.J. (1979), *Sample selection bias as a specification error*, *Econometrica*, no. 47: 153-161;
- Holland P. (1986), *Statistics and causal inference*, in *Journal of the American Statistical Association*, no 81, 945-960.
- Ichino A., Mealli F., Nannicini T. (2003), *Il lavoro interinale in Italia, trappola del precariato o trampolino per un lavoro stabile?*, Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali ed European University Institute;
- Leonardi M., Pica G. (2005), *The Effects of Employment Protection Legislation on Wages: Evidence from Italy*, Milan, July 27, 2005;
- Mairate A. (2006), *Quale futuro della valutazione in Europa?*, in RIV Rassegna Italiana di Valutazione, a. X, n. 34, Franco Angeli, Milano;
- Martini A. (2006), *Metodo sperimentale, approccio controfattuale e valutazione degli effetti delle politiche pubbliche*, in RIV Rassegna Italiana di Valutazione, a. X, n. 34, Franco Angeli, Milano;
- Martini A., Mo Costabella L., Paggiaro A., Rettore E., Trivellato U. (2006), *What do we learn from two evaluation studies of an italian programme of dismissed workers?*, paper presentato al seminario “The Evaluation of Labour Market, Welfare and Firms Incentives Programmes”, Venezia, 11-13 Maggio 2006;
- Martini A., Sisti M. (2005), *Valutare gli effetti delle politiche pubbliche: un'introduzione ai metodi quantitativi*, Progetto Valutazione, Torino;
- Martini, A. (1997), *Valutazione dell'efficacia di interventi pubblici contro la povertà: questioni di metodo e studi di casi*, Commissione di Indagine sulla Povertà e l'Emarginazione Sociale, Presidenza del Consiglio dei Ministri, Roma;
- Martini, A. e Garibaldi, P. (1993), *L'informazione statistica per il monitoraggio e la valutazione degli interventi di politica del lavoro*, in *Economia & Lavoro*, vol. 27, n. 1, pp. 3-22;
- Ministero delle Attività Produttive (2003), *Valutazione della legge 488/1992: gli effetti occupazionali sul territorio*, Roma;
- Mo Costabella L. (2004), *Gli effetti dell'introduzione del lavoro interinale sulle transizioni verso l'occupazione stabile*, in *Economia e Società Regionale*, XXI, n. 87;
- Paggiaro A., Rettore E., Trivellato U. (2005), *The impact of the italian “mobility lists” on employment chances: new evidence from linked administrative archives*, Working paper, Department of Statistic, University of Padova;
- Pirrone S., Sestito P. (2005), *Valutare le politiche pubbliche*, 21-10-2005, [www.lavoce.info](http://www.lavoce.info);

- Rettore E., Trivellato U., Martini A. (2003), *La valutazione delle politiche del lavoro in presenza di selezione: migliorare la teoria, i metodi o i dati?* *Politica Economica*/ a. XIX, n.3;
- Rettore E., Trivellato U. (1999), *Come disegnare e valutare le politiche attive del lavoro*, Il Mulino, Bologna, vol. 48, n. 385;
- Stame N. (1998), *L'esperienza della valutazione*, SEAM;
- Stame N. (2006), *Valutazione come apprendimento*, in RIV *Rassegna Italiana di Valutazione*, a. X, n. 34, Franco Angeli, Milano;
- Tattara G., Valentini M. (2006), *A successful entrance contract for the youngs? Revisiting the italian training on the job contract*, paper presentato al seminario "The Evaluation of Labour Market, Welfare and Firms Incentives Programmes", Venezia, 11-13 Maggio 2006;