



UNIVERSITY OF BERGAMO

**DEPARTMENT OF MANAGEMENT, ECONOMICS
AND QUANTITATIVE METHODS**

Working paper n. 2/2017

ricerca_meq@unibg.it

Series Economics

**CHE COSA SAPPIAMO
SULL'EFFICACIA DELLA
CONTRATTAZIONE INTEGRATIVA
AZIENDALE?
UNA RASSEGNA DELLA
LETTERATURA EMPIRICA
ITALIANA**

Riccardo Leoni, Laura Bisio



CHE COSA SAPPIAMO SULL'EFFICACIA DELLA CONTRATTAZIONE INTEGRATIVA AZIENDALE? UNA RASSEGNA DELLA LETTERATURA EMPIRICA ITALIANA¹

di Riccardo Leoni (Università degli Studi di Bergamo, CIRET Roma)
e Laura Bisio (ISTAT)

(Aprile 2017)

Abstract

Gli studi empirici sull'efficacia della contrattazione integrativa rispetto alla performance aziendale si sono concentrati sostanzialmente sulla stima di due funzioni: quella riguardante la probabilità di adottare o di avere in essere un contratto integrativo aziendale, e quella sull'impatto di questo contratto, e soprattutto degli incentivi o premi economici, sulla performance aziendale. Dal lavoro di rassegna emerge che i risultati delle varie stime sono affetti da una serie di distorsioni dovute, di volta in volta, a: i) mancati controlli sull'endogenità di alcune variabili; ii) utilizzo di campioni poco rappresentativi; iii) variabili omesse (per esempio, quella delle erogazioni premiali unilateralmente concesse dal manager); e infine iv) al concentrarsi (salvo eccezioni) esclusivamente sugli aspetti premiali (la cosiddetta *performance-related-pay*), il che riduce e compatta in una variabile dicotomica l'intero contenuto di un contratto integrativo aziendale, ignorando sia la numerosità delle materie disciplinate, sia l'intensità di ognuna di esse. Un contratto integrativo non è il risultato di una decisione improvvisa, somiglia piuttosto a un processo di investimento di medio-lungo periodo che gli attori sottoscrivono nella prospettiva di accrescere il capitale organizzato, e di suddividere nel tempo i risultati attesi, secondo una strategia *win-win*.

Extant empirical studies on the effectiveness of supplementary bargaining with respect to firm performance essentially focus on estimating two functions: the probability of adopting or having in place supplementary bargaining and the impact of such agreements on firm performance, especially with regard to financial incentives or premia. The review undertaken shows that the results of the various estimates are affected by a series of distortions due to either i) the absence of controls for endogeneity for some variables, ii) the use of unrepresentative samples, iii) omitted variables (for example, premia unilaterally granted by managers), and finally, iv) focusing exclusively (with some exceptions) on the premia aspects (so-called performance-related-pay) thereby reducing and compressing the entire contents of a supplementary bargaining agreement into a dichotomous variable, ignoring both the number of matters covered and their intensity. This paper argues that a supplementary bargaining agreement is not a spot event but rather a medium- to long-term investment process that actors sign with a view to increasing organizational capital and divide the expected results over time according to a win-win strategy.

Parole chiave: Contrattazione decentrata, Performance dell'impresa, Rapporti di gestione del lavoro, Incentivi economici e premialità.

Classificazione JEL: D24, L2, J5, J53, J3

¹ Questo saggio è parte di un progetto di ricerca sul tema "Il ruolo della contrattazione salariale nello sviluppo della produttività", anni 2015-17. Riccardo Leoni ringrazia l'Università di appartenenza per i fondi messi a disposizione. Le opinioni e le valutazioni espresse nel paper non coinvolgono in alcun modo la responsabilità degli Enti di appartenenza degli autori. Corrispondenza: riccardo.leoni@unibg.it

1. INTRODUZIONE

Il tema del decentramento della contrattazione collettiva in Italia è al centro del dibattito delle relazioni industriali dall'inizio degli anni '90 del secolo scorso; l'interesse si è rinvigorito soprattutto con il Protocollo sottoscritto tra Governo e Parti sociali il 23 Luglio 1993. Tale Protocollo disciplina nella prima parte il legame tra costo della vita e salario, nonché la durata dei contratti collettivi nazionali di lavoro (CCNL) (aspetti che non verranno esaminati in questo scritto), nella seconda l'insieme delle regole per il "governo" delle relazioni industriali. Le novità di questa seconda parte furono valutate, dall'allora Ministro del Lavoro Gino Giugni (1993), come una vera "carta costituzionale delle relazioni industriali", che dava avvio a una stagione di relazioni tra le parti sociali riassumibile nella formula "dall'antagonismo alla partecipazione", con l'introduzione di un secondo livello di contrattazione (aziendale o alternativamente territoriale) che, per quanto non obbligatorio, consentiva alle parti di cimentarsi in percorsi di sviluppo reciproco (produttività e performance per l'impresa, apprendimenti e sviluppi professionali per i lavoratori). Nella fattispecie, il secondo livello di contrattazione assume la *performance* aziendale come punto di convergenza degli interessi dei lavoratori e dell'impresa prevedendo l'utilizzo di "programmi concordati" tra le parti per generare incrementi di produttività, di qualità e altri elementi di competitività che le imprese perseguono, e distribuire una parte di questi guadagni ai lavoratori. Principio qualificante di questo Protocollo è la partecipazione organica, regolata da norme e garanzie pattuite, da parte dei lavoratori e dei loro rappresentanti alla vita delle imprese. Se da un lato i datori di lavoro ammettono che la contrattazione aziendale non è più un vincolo ma una risorsa, dall'altro le grandi confederazioni sindacali e i loro iscritti riconoscono definitivamente il preminente rilievo di relazioni partecipative nell'interesse della comunità aziendale nel suo insieme e del sistema economico nel suo complesso.

Il Protocollo è stato in parte rivisto con l'Accordo Interconfederale del 15 aprile 2009, che ha però confermato nella sostanza la parte seconda del Protocollo del 1993 (che è, ripetiamo, l'oggetto del presente lavoro), anche se il dibattito politico-confindustriale-sindacale ha fatto registrare nel frattempo una serie di decisioni che hanno provocato molto clamore a livello mediatico ma scarsi risultati sostanziali.² A livello di legislazione nazionale, successivamente, si è provveduto a prorogare di anno in anno, fino al 2012, le agevolazioni fiscali inerenti ai premi di produttività - introdotti in prima istanza nel 1997 con la Legge n. 135 del 23 maggio 1997 - a scapito di un disegno organico di incentivazione, quando la Legge 28 giugno 2012, n. 92 (c.d. *riforma Fornero*) ha reso permanente lo schema di incentivazione connesso ai premi di produttività e di risultato. Alcuni elementi di novità sono stati poi timidamente introdotti dalla Legge di stabilità del 2013, che ha segnato un cambiamento nel regime di decontribuzione delle “erogazioni aziendali”, inserendo incentivi nell’ambito dei contratti decentrati volti a stimolare la diffusione di alcune pratiche organizzative “qualificanti” quali: i) modelli

² La questione inizia, per la verità, con l'Accordo quadro del 22 gennaio 2009, che introduce il concetto del rinvio della definizione di specifiche regole applicative a successivi accordi interconfederali o di categoria (le cosiddette ‘clausole di uscita’ o ‘di apertura’). Ciò ha determinato il dissenso della più grande organizzazione sindacale, la CGIL. Tali clausole permettevano, infatti, ai contratti decentrati di derogare anche in *pejus* alla disciplina dei singoli istituti economici o normativi previsti nel contratto nazionale, qualora ciò fosse funzionale al governo di situazioni di crisi o a favorire l'occupazione o lo sviluppo economico di un territorio o di un'azienda. Altri elementi di rottura sono stati gli accordi aziendali siglati tra Fiat e sindacati (tranne la Fiom-CGIL) del 16 giugno 2010 per la fabbrica di Pomigliano e del 23 dicembre 2010 per quella di Mirafiori, la battaglia legale ingaggiata dalla Fiom-CGIL, e soprattutto l'intervento (‘a gamba tesa’) del legislatore con l'approvazione del d.l. 13 agosto 2011, n. 138, convertito nella legge n.148 del 14 settembre 2011 (c.d. *Manovra di Ferragosto*), il cui art.8 ha sancito una vera e propria cesura rispetto all'assetto preesistente, prevedendo tra le altre cose, per i c.d. ‘contratti di prossimità’ concordati a livello aziendale o territoriale, la possibilità di derogare in senso sfavorevole non solo al CCNL ma anche alle disposizioni previste dalla legge. L'intento era quello di risolvere definitivamente la controversia a favore di FIAT, senonché il 21 settembre 2011, in occasione della ratifica definitiva dell'Accordo Interconfederale del 28 giugno dello stesso anno, Confindustria, CGIL, CISL e UIL aggiungono al testo dello stesso una postilla nella quale si afferma che le organizzazioni aderenti a tale accordo si sarebbero impegnate ad applicare solamente le norme dello stesso, con l'intenzione dunque di lasciare in disparte la normativa prevista dall'articolo 8. Questa postilla determinava la decisione di Fiat di uscire dalla Confindustria, svincolandola dagli accordi conclusi tra Confindustria e Organizzazioni Sindacali, con il risultato che l'unica disciplina applicabile ai dipendenti del gruppo risultava essere quella prevista dal contratto d'impresa, alternativo al CCNL di categoria, siglato il 23 dicembre 2010.

flessibili di orario di lavoro; ii) programmazione aziendale flessibile delle ferie; iii) modelli organizzativi-gestionali e nuove tecnologie; iv) interventi di fungibilità delle mansioni.³

L'obiettivo del presente lavoro è di passare in rassegna, in modo piuttosto analitico, le ricerche empiriche italiane volte da un lato a individuare le determinanti della sottoscrizione dei contratti integrativi aziendali, e dall'altro a rispondere al quesito se la contrattazione aziendale che si è sviluppata tra le parti sociali a partire dal Protocollo del 23 Luglio del 1993 contribuisca a *sviluppare* la produttività oppure si limiti a *distribuire* i guadagni della produttività che si realizzano nell'impresa.

Come si vedrà, le ricerche che passeremo in rassegna si diversificano per i metodi di stima e i modelli teorici di riferimento, ma anche, e soprattutto, per le caratteristiche delle banche dati utilizzate. Quest'ultimo aspetto consiglia di far ricorso a una periodizzazione del lavoro di rassegna che distingue tra campioni (a volte rappresentativi) di imprese locali e campioni nazionali rappresentativi dell'universo delle imprese.

Occorre da subito riconoscere che negli ultimi dieci anni le informazioni statistiche riguardanti la contrattazione di secondo livello sono decisamente aumentate rispetto al primo quindicennio di applicazione del Protocollo, grazie alle ripetute indagini dell'ISTAT,⁴ della Banca d'Italia con l'Indagine sulle imprese Industriali e dei servizi (INVIND) e dell'ISFOL con le Rilevazioni longitudinali delle Imprese e dei Lavoratori (RIL), oltre ad alcune altre indagini locali (Milano, Bergamo e Brescia, Udine, Reggio Emilia e regione Emilia-Romagna) o settoriali (Federmeccanica). Tuttavia le indagini in questione hanno utilizzato questionari e universi di riferimento diversi, per cui ciò che è disponibile, oggi, sul piano descrittivo e investigativo, è una serie di quadri e risultati non

³ Si vedano in particolare i commi 481 e 482 dell'art. 1 della L. 24 dicembre 2012, n. 228 (Legge di stabilità 2013) e l'art. 2 del successivo Decreto del Presidente del Consiglio dei Ministri del 22 gennaio 2013 che ne ha dato attuazione.

⁴ Si segnalano, in particolare, i moduli previsti dalle rilevazioni quadriennali sulla struttura delle retribuzioni (*Structure of Earnings Survey*, SES) e sul costo del lavoro (*Labour Cost Survey*, LCS), che dal 2000 rilevano informazioni relative alla contrattazione di primo e di secondo livello. Per maggiori dettagli, si veda ISTAT-CNEL (2015).

facilmente confrontabili fra di loro. Fatte alcune eccezioni, gli studi esistenti tendono a presentarsi sotto forma di correlazione tra presenza di contrattazione aziendale, articolazione delle materie contrattate e diverse caratteristiche dell'impresa. Quando i dati a disposizione sono riferiti a un anno, essi non consentono di inferire (con facilità) la direzione delle causalità, se sono cioè gli incentivi (premi, superminimi, mensilità extra, ecc.) a determinare una maggiore performance aziendale oppure se è la maggior performance aziendale (dovuta ad altri e diversi fattori) a consentire alle imprese la distribuzione di premi monetari al di sopra dei minimi salari previsti dal CCNL. La questione è alquanto rilevante, soprattutto quando il *policy maker* ritiene opportuno attivare incentivi pubblici per stimolare l'impresa verso obiettivi di maggiore produttività o altri, socialmente desiderati, utilizzando risorse pubbliche senza disporre di adeguate analisi circa i nessi di causalità tra le variabili in gioco.⁵

Va osservato, in via del tutto preliminare e generale, che nemmeno nell'ambito degli studi recenti aventi a disposizione dati longitudinali delle imprese (precisamente dati di bilancio, opportunamente deflazionati) è stata sempre ottenuta una corretta stima della suddetta relazione causale tra contrattazione e produttività. In questi casi, come vedremo nel prosieguo della presente rassegna, la distorsione della stima si deve al mancato trattamento di aspetti cruciali, come ad esempio l'endogenità dello stock di capitale nella stima della funzione di produzione o della contrattazione aziendale rispetto alla misura di produttività nell'equazione in cui quest'ultima è la variabile dipendente.

L'intento analitico del presente lavoro è volto quindi a individuare quei punti di debolezza delle ricerche empiriche che dovrebbero essere tenuti in debita considerazione nei prossimi lavori se si vuole

⁵ Su altri fronti si sono già verificate situazioni di questo genere: ci riferiamo alle risorse pubbliche destinate agli incentivi per stimolare gli investimenti dalla legge 488/92 (Bronzini e De Blasi, 2006), oppure agli incentivi alle imprese per svolgere iniziative di R&S per migliorare la produttività e la crescita (Merito, Giannangeli e Bonaccorsi, 2010), risorse pubbliche che hanno mancato la loro funzione di stimolo per il mal disegno dell'algoritmo incentivante, in quanto i ricercatori hanno dimostrato che gli investimenti privati in questione si sarebbero comunque realizzati anche in assenza di stimoli e risorse pubbliche. Occorre però riconoscere che Pellegrini e Carlucci (2003) trovano effetti positivi della legge 488/92 sull'occupazione.

progredire tanto nella conoscenza quanto nella robustezza dei nessi di causalità tra contrattazione decentrata ed efficienza delle imprese nell'economia italiana.

2. GLI STUDI ECONOMETRICI DOPO IL PROTOCOLLO DEL 23 LUGLIO DEL '93. LA FASE DEI CAMPIONI DI IMPRESE POCO RAPPRESENTATIVI⁶

In attesa che il Protocollo del Luglio del 1993 generasse dei dati da utilizzare per la sua verifica di efficacia, diversi ricercatori si sono cimentati nell'individuare quali erano state le determinanti che avevano spinto alcune imprese a utilizzare dei pionieristici contratti integrativi nel corso degli anni '80 (Cella, 1989). Lo studio di Del Boca e Ichino (1993) è sicuramente tra i primi che si colloca in questo filone di ricerca: gli autori utilizzano un panel di 681 imprese lombarde, i cui bilanci aziendali - relativi al periodo 1982-1989 - provengono dalla Centrale dei Bilanci; a queste imprese è stata fatta, nel 1992, un'intervista telefonica per raccogliere informazioni sulla contrattazione integrativa aziendale, in particolare sulla retribuzione flessibile. Delle 681 imprese intervistate, 175 hanno risposto di aver sottoscritto nel periodo 1985-1990 un accordo secondo il quale la retribuzione dei lavoratori veniva integrata da incentivi legati in qualche misura al risultato aziendale. Le stime sulla probabilità di adozione del contratto integrativo, effettuate su un campione incrociato (tra dati di bilancio e interviste) di 632 imprese, evidenziano una rilevanza statistica positiva della dimensione aziendale, degli investimenti e del costo del lavoro pro-capite, mentre la produttività per dipendente registra un segno negativo. Ritenendo che la motivazione di fondo del ricorso da parte delle imprese alla contrattazione aziendale sia la ricerca di una flessibilizzazione del salario, e quindi del costo del lavoro, i segni positivi delle variabili relative agli investimenti e al costo del lavoro vengono ricondotti, dagli autori, all'ipotesi di *risk-sharing*, mentre quello negativo della produttività all'ipotesi secondo cui più bassa è

⁶ Per un'analisi descrittiva delle modalità di applicazione di una serie di contratti integrativi sottoscritti dopo il Protocollo del Luglio del '93 si veda Casadio (1999) e Del Boca, Kruse e Pendleton (1999).

la produttività, più elevata sarà la probabilità di ricorrere a schemi remunerativi flessibili per motivare i lavoratori a erogare uno sforzo maggiore. I risultati sono però instabili: ad esempio, la produttività è significativa se non si controlla per la dimensione aziendale. Inoltre, l'idea che la contrattazione possa riguardare anche tante altre materie, che la numerosità di queste possa variare da impresa a impresa, e che quindi l'intera "complessità" del contratto possa aver influenzato la probabilità di sottoscrizione o meno del contratto integrativo aziendale non vengono minimamente considerate.

Prosperetti e altri (1996) sono mossi invece da un duplice obiettivo: individuare da un lato le determinanti della probabilità di adozione di schemi retributivi flessibili, e dall'altro gli effetti di questi su una serie di 8 indicatori aziendali, valutati come "percezione" dal dirigente-rispondente a uno specifico questionario sottoposto per posta.⁷ Essi utilizzano a questo proposito un campione di 85 imprese prevalentemente industriali, con oltre 200 dipendenti (il 55% ha oltre 500 dipendenti), proveniente dalla banca dati di Mediobanca. I risultati sulla probabilità di adozione rispetto alle variabili già utilizzate da Del Boca e Ichino (1993) sono molto deludenti: i test sui singoli coefficienti (relativi alle variabili costo del lavoro per dipendente, valore aggiunto per dipendente, ROE, debiti su fatturato, crescita del fatturato) sono tutti statisticamente non significativi; gli autori tuttavia si affidano al test complessivo della regressione stimata (il *chi-quadrato*, basato sul rapporto di verosimiglianza) per escludere l'ipotesi che il contributo esplicativo del modello sia totalmente nullo.⁸ Ciò costituisce una magra consolazione, e per di più dalla valenza prettamente statistica, giacché alcuni coefficienti hanno un segno opposto alle argomentazioni teoriche avanzate.⁹ Anche i risultati nei confronti degli

⁷ La percezione si esprime nei termini di: riscontri "molto positivi", "positivi", "nulli" o "negativi".

⁸ Nei contesti in cui il valore medio della variabile dicotomica dipendente è prossimo ai valori 0 o 1 (e questo dipende dalla frequenza relativa dei due valori, rigettare l'ipotesi nulla è, secondo Baum (2006: 256) molto difficile, per cui il test è di poca utilità.

⁹ Fra l'altro gli autori hanno scelto aprioristicamente una funzione probabilistica di tipo *logit*, che a differenza della *probit*, poggia sull'ipotesi che la distribuzione degli errori sia di tipo non-normale (precisamente, logistico). Il test naturale che gli autori avrebbero potuto implementare per poter discriminare tra le due funzioni è costituito dal confronto tra i valori stimati

effetti non sono più confortanti, in quanto non emergono effetti positivi sistematici né sulla redditività né sulle relazioni industriali; effetti positivi affiorano solamente nei confronti della *motivazione* del personale da parte degli obiettivi di redditività, di tempestività e di qualità inseriti nei contratti integrativi.

Lo studio di Biagioli e Curatolo (1997) appare sicuramente il più strutturato fra i paper di quel periodo; effettuato su un panel di 166 imprese metalmeccaniche ricavate dalla banca dati di Mediobanca riguardante gli anni 1982-1991, ne emerge che solo 31 di esse hanno posto in essere contratti integrativi aziendali, che gli autori definiscono di “partecipazione finanziaria” (PF). I richiami teorici che fanno da sfondo giustificativo alla PF sono tre: quello dei “salari di efficienza”, secondo cui a una relativa maggior remunerazione, rispetto a imprese che non adottano la PF, dovrebbe corrispondere un maggior sforzo da parte dei lavoratori e quindi livelli di produttività aziendale più elevati; quello del “potere di mercato”, connesso alla concorrenza monopolistica dell’impresa rappresentativa e alla presenza di una sindacalizzazione elevata nell’impresa, secondo cui una gestione facilitante nella redistribuzione di una quota dei superprofitti a favore dei lavoratori consentirebbe di mantenere una pace sociale all’interno dei luoghi di lavoro, soprattutto in presenza di processi di cambiamento (ma in questo caso non ci sarebbe alcun nesso diretto con la produttività); e infine quello dell’economia della “partecipazione alle rendite”, secondo cui la trasformazione di una quota del salario fisso in salario variabile renderebbe i lavoratori più partecipi dei rischi d’impresa, con una conseguente riduzione dei rischi di perdita del posto di lavoro al verificarsi di shock negativi per l’impresa. I tre paradigmi teorici sono considerati non mutualmente esclusivi per cui non può esserci alcun tentativo di verifica puntuale dei paradigmi stessi.

del logaritmo della verosimiglianza (Cameron e Trivedi, 2005: 472), posto che il numero di parametri è lo stesso. Ma di tutto ciò non c’è alcuna traccia.

Il *dominus* esplicativo della probabilità di adottare un contratto integrativo di partecipazione finanziaria è costituito dal livello (e non dal tasso di variazione) del fatturato che - pur in presenza di dati temporali, ma in assenza di una variabile di controllo della dimensione dell'impresa - equivale ad un effetto dimensionale, che dà conto dell'eterogeneità cross-sezionale delle imprese campionate. Nei modelli di probabilità stimati compaiono alcune variabili di un qualche interesse, per esempio gli investimenti netti dell'anno precedente, la crescita del costo del lavoro per dipendente e la crescita dei dipendenti. La prima variabile mostra il segno positivo; essendo però la variabile espressa in livello, la stessa non può non essere correlata con la dimensione d'impresa, e in quanto tale si presenta di difficile interpretazione. Associata con la crescita del valore aggiunto reale, le due variabili (investimenti e valore aggiunto) starebbero ad indicare che le imprese che investono e che crescono sono anche quelle più propense ad adottare schemi di partecipazione finanziaria. La seconda e la terza variabile mostrano entrambe il segno negativo: essendo però la terza il denominatore della seconda è ovvio che ciò che opera (in modo negativo) nella funzione stimata è la semplice crescita del costo del lavoro alla quale, per definizione, corrisponde la diminuzione del margine operativo lordo - che avrebbe avuto quindi il coefficiente positivo, se incluso nell'equazione. Tuttavia, l'interpretazione del risultato - considerando le due diverse variabili - è opposta: all'aumentare del costo del lavoro, argomentano gli autori, le imprese sono stimolate a introdurre schemi remunerativi flessibili, mentre all'aumentare del margine operativo lordo, argomentiamo noi, le imprese aumentano la propensione a sottoscrivere accordi di contrattazione integrativa che hanno come focus la costruzione e/o lo sviluppo del capitale organizzativo. Tale costruzione richiede investimenti in capitale intangibile che sono finanziabili solo con risorse interne, in quanto il mercato del credito è normalmente poco propenso a concedere prestiti per questi tipi di investimenti.

Gli effetti sulla produttività sono stimati ricorrendo alla stima di tre diversi tipi di funzione di produzione (Cobb-Douglas, CES e Translog) “aumentate” da una variabile dicotomica per catturare la presenza o meno di un contratto integrativo aziendale. La stima è effettuata con la tecnica dei LSDV (*Least Squares Dummy Variable*) per controllare le diverse caratteristiche non-osservate dell’impresa. Il problema dell’endogenità dello stock di capitale e del lavoro è risolto attraverso l’impiego di variabili strumentali. I test effettuati accreditano l’ipotesi che la tecnologia sottostante la funzione di produzione sia di tipo CES (pur con l’approssimazione di Kmenta, 1971), anche se la stessa non presenta alcuna variabile che catturi il progresso tecnico, che a sua volta potrebbe alterare il modo con cui i fattori si possono sostituire fra di loro:¹⁰ una variabile dicotomica annuale avrebbe forse risolto o attenuato il problema di variabile omessa connessa al progresso tecnico. Il coefficiente della partecipazione finanziaria è pari a 0.44, e misura il solo contributo diretto, quello cioè che imprime uno *shift* al parametro della costante che misura l’efficienza generale dei fattori produttivi, quindi a parità del rapporto capitale-lavoro.¹¹ Per catturare degli effetti indiretti, la variabile dicotomica della partecipazione finanziaria viene fatta interagire anche con lo stock di capitale (che presenta un segno negativo) e il numero degli occupati (segno positivo): l’effetto totale dà luogo ad una elasticità positiva del 3.8%. Non è comunque chiara la ragione teorica dell’inclusione, nella stima della funzione, degli effetti indiretti, dal momento che il metodo di stima degli LSDV cattura - con le *dummy* d’impresa - gli effetti fissi, ovvero quelle caratteristiche che risultano sostanzialmente invariabili nel lasso di tempo del periodo campionato: fra queste caratteristiche non sembrerebbe infatti implausibile iscriverci anche il

¹⁰ A dire il vero i risultati evidenziano un coefficiente statisticamente significativo ma negativo davanti allo stock di capitale: trattandosi di un parametro che riflette la distribuzione del prodotto tra capitale e lavoro, esso appare del tutto anomalo e difficile da spiegare e accettare. Tale anomalia avrebbe dovuto (potuto) portare gli autori a scartare la funzione stimata a favore della Cobb-Douglas, che però presenta un coefficiente rispetto alla partecipazione finanziaria statisticamente non significativo, il che avrebbe imposto agli autori di concludere che la partecipazione finanziaria non evidenziava alcun effetto sulla produttività dell’impresa, ma questo non rientrava negli obiettivi del lavoro.

¹¹ Vale la pena di sottolineare che con l’utilizzo di una funzione di produzione CD, gli autori trovano il coefficiente connesso alla variabile della partecipazione finanziaria statisticamente non significativo.

rapporto capitale-lavoro. Se è vero che la partecipazione finanziaria altera il rapporto tra salari dei lavoratori con partecipazione (rispetto a quelli senza partecipazione) e prezzo del capitale, è anche vero che questo non modifica il rapporto capitale-lavoro poiché le imprese che pagano un salario aggiuntivo lo fanno solo dopo aver acquisito un aumento di produttività. Di conseguenza il costo del lavoro per unità di prodotto non varia, e quindi l'elasticità dell'occupazione al salario aggiuntivo è pari a zero, che corrisponde all'assunto secondo cui la contrattazione di secondo livello è "efficiente in senso forte" (McDonald e Solow, 1981). In ogni caso la mancata indicazione della misura dell'impatto netto della PF impedisce di sviluppare qualche considerazione sulla consistente quota di imprese che non ricorre alla contrattazione decentrata, soprattutto quando si argomenta in letteratura che queste imprese non ricorrerebbero alla contrattazione integrativa aziendale perché scoraggiate dai costi di implementazione di questi contratti.¹² Rileviamo, infine, un paio di limiti metodologici dello studio in questione. In primo luogo, come meglio argomentaremo più avanti nel testo, essendo la decisione della contrattazione concernente la partecipazione finanziaria di natura endogena, ci saremmo aspettati che la probabilità *stimata* dell'adozione di un contratto integrativo entrasse come variabile esplicativa nella funzione di produzione 'aumentata': la sua mancata endogenizzazione è certamente alla base di una forte sovrastima dei coefficienti stimati, come avremo modo di dimostrare nel prosieguo di questo lavoro. In secondo luogo, si rileva che le funzioni di produzione stimate sono di natura statica, senza cioè alcun tipo di aggiustamento tra il breve e il lungo periodo: senza scomodare il ricorso a stime che

¹² In altra sede, uno dei due autori (vedi Cristini e altri, 2005) ha argomentato che diverse potrebbero essere le ragioni che giustificano la non sottoscrizione di un contratto decentrato da parte dell'impresa, quali ad esempio: *a*) la miopia del *management*, che non intravede il miglioramento potenziale della produttività; *b*) l'impresa è soddisfatta con i livelli esistenti di sforzo lavorativo dei propri dipendenti; *c*) i costi di transazione sono più elevati dei potenziali guadagni aggiuntivi di produttività; *d*) il contratto salariale decentrato di per sé è un meccanismo insufficiente a generare una produttività aggiuntiva e dovrebbe essere integrato con altri fattori o condizioni la cui implementazione comporterebbe però costi troppo elevati (secondo la teoria della complementarità di Milgrom e Roberts, 1995); *e*) la volontà dell'impresa di non voler riconoscere le organizzazioni sindacali all'interno dei propri luoghi di lavoro. Riteniamo che la ricerca empirica dovrebbe cimentarsi in modo esplicito su alcune di queste ipotesi.

equivarrebbero a quelle del primo stadio della tecnica di regressione di cointegrazione a due stadi di Engle e Granger (Engle e Granger, 1987), in cui è risaputo che gli *standard error* stimati sono caratterizzati da una distribuzione diversa rispetto a quella standard e per la quale occorrerebbe un numero di osservazioni temporali molto più alto di quello utilizzata nello studio in questione, è verosimile che l'inclusione di una variabile ritardata (per esempio, il lavoro) sarebbe stata sufficiente a tener conto degli effetti dinamici.

In Biagioli e Curatolo (1999) troviamo una riproposizione degli stessi risultati precedenti, con la presentazione dei risultati della funzione di produzione ridotta alla soluzione CES-Kmenta, ma con un maggior dettaglio riservato alla funzione della domanda di lavoro, e con l'esplicitazione di una funzione del salario. In merito a quest'ultima, emerge un impatto significativo della *dummy* PF, con un coefficiente pari al 2,7%: rapportato agli effetti sulla produttività (pari al 3,8%), le imprese godrebbero quindi di un guadagno dell'1.1%, confermandosi in questo modo l'idea che gli schemi di partecipazione finanziaria inclusi nei contratti integrativi aziendali rientrerebbero in una strategia "win-win" tra datore di lavoro e dipendenti. Se i *rendimenti salariali attesi* dall'implementazione degli schemi di remunerazione flessibili fossero stati superiori a quelli sulla produttività, allora sì che in queste imprese ci sarebbero stati degli effetti negativi della PF sulla domanda di lavoro (quantomeno in quella di lungo periodo, sia di disequilibrio che di equilibrio), per effetto dell'alterazione dei prezzi relativi dei fattori, e quindi della conseguente sostituzione di capitale a lavoro. Questo risultato - a cui peraltro giungono gli autori quando stimano la funzione di domanda di lavoro di lungo periodo - è tuttavia contrario a quanto gli autori si aspettavano, essendosi ispirati alla teoria di Weitzman (Weitzman 1985), ma è proprio quanto ci si dovrebbe aspettare se le imprese che contrattano operassero in un contesto coerente con il modello *right-to-manage*, in cui dapprima negoziano con i rappresentanti sindacali il tasso di salario (salario base, più salario accessorio) e successivamente sono

libere di aggiustare l'occupazione al livello cui corrisponde il massimo di profitto. Ciò nonostante il contesto in cui si muovono le imprese in esame è diverso: come si argomentava poc'anzi, le imprese che contrattano pagano un salario aggiuntivo solo se si manifesta un incremento di produttività, il che lascia invariato il costo del lavoro per unità di prodotto, e quindi il risultato di Biagioli e Curatolo su questo punto è inspiegabile. E' possibile che vi sia un problema di discrasia tra incrementi di produttività (riscontrata al tempo t) e incrementi salariali (pagati al tempo $t+1$), oppure di specificazione del modello? Oppure ancora, di endogenità della variabile relativa alla partecipazione finanziaria in tutte e tre le funzioni stimate (funzione di produzione/produttività, salario e domanda di lavoro) non opportunamente trattata?

Biagioli (1999) ripete l'esercizio di stima su un campione di 327 imprese prevalentemente appartenenti al settore industriale della provincia di Reggio-Emilia, di cui il 45% aveva in essere – alla fine del periodo 1991-1996 – un accordo di partecipazione finanziaria ai risultati aziendali. La stima della probabilità di adozione di schemi di partecipazione finanziaria conferma la rilevanza statistica della dimensione aziendale e del tasso di sindacalizzazione, e inoltre evidenzia due nuove interessanti variabili, indici dell'*ability-to-pay* dell'impresa: il rapporto debiti/fatturato, che entra nella stima con il segno negativo, e il rapporto del margine operativo lordo su fatturato, che entra con il coefficiente positivo, secondo le comuni attese, e secondo quanto abbiamo argomentato in precedenza. La stima della funzione di produzione, questa volta di tipo Cobb-Douglas, integrata con una variabile di trend per tener conto del manifestarsi del progresso tecnico, indica un effetto produttività della partecipazione finanziaria non dissimile da quello ottenuto in precedenza, il cui coefficiente stimato è pari precisamente a 0.407. Tale effetto viene però corretto dagli effetti *embodied* rispetto sia al fattore capitale sia a quello del lavoro, tali per cui l'effetto netto si riduce a un valore del 2.73%. Nella stima della funzione del salario, invece, la partecipazione ai risultati non risulta mai significativa,

contrariamente alle attese, mentre in quella della domanda di lavoro la variabile entra con il segno positivo, che l'autore interpreta in chiave weitzmaniana (Weitzman, 1984 e 1985). Gli aspetti più critici di questo lavoro riguardano - a nostro parere - l'endogenità non controllata della partecipazione finanziaria nelle tre equazioni e le riserve - avanzate già in precedenza - rispetto all'includere, nelle stime, gli effetti *embodied* dal momento che le stime sono effettuate con il metodo LSDV.

Lo studio di Del Boca e Cupaiuolo (1998) segue la falsariga dei lavori di Biagioli. Esso copre il periodo 1982-1992, e utilizza un incrocio tra i dati di bilancio di imprese manifatturiere localizzate in Lombardia con meno di 500 dipendenti (nell'anno iniziale del panel) e le informazioni sulla contrattazione integrativa raccolte in due round di interviste telefoniche (nel 1992 e nel 1995). Delle 679 imprese rispondenti, 156 avevano in essere nel periodo campionato un contratto di partecipazione finanziaria. La probabilità di sottoscrivere o meno un contratto integrativo aziendale mostra una rilevanza statistica positiva delle variabili relative alla dimensione e al fatturato per dipendente (inteso come proxy della produttività) e negativa del salario pro-capite (contrariamente a quanto ottenuto in Del Boca e Ichino, 1995). Gli investimenti ritardati entrano nell'equazione con un segno negativo, anche se non è statisticamente significativo. Si noti che le stime panel della Cobb-Douglas non includono alcuna variabile che controlli per il progresso tecnico; inoltre la variabile di output è costituita dal fatturato netto ma fra i regressori manca il controllo - rispetto a quanto ci saremmo dovuti attendere - per i cosiddetti beni intermedi. Per di più, gli effetti fissi d'impresa, che Biagioli e Curatolo (1997) controllano con delle specifiche *dummy* d'impresa, qui vengono sostituiti da effetti fissi di sottosettore all'interno del settore manifatturiero, assumendo di fatto una certa omogeneità nell'efficienza delle imprese dello stesso settore: un'ipotesi decisamente forte a nostro avviso. Nella specificazione che include gli effetti incorporati e non-incorporati della partecipazione finanziaria i

risultati sono simili a quelli di Biagioli e Curatolo sopra commentati, per cui non sembra qui il caso di ripetere le osservazioni critiche e le riserve che abbiamo sopra avanzate a questo riguardo.

Lo studio di Origo (2000) si concentra sull'adozione di un contratto integrativo nelle imprese del solo settore metalmeccanico, con dati di fonte imprenditoriale (Federmeccanica) riferiti agli anni 1990 e 1995. Il campione (il primo di rilevanza nazionale) presenta alcune distorsioni rispetto all'universo dei dati censuari, con un sottodimensionamento delle imprese al di sotto dei 100 dipendenti, e sovradimensionamento delle imprese nelle aree del Nord. Le stime *probit* evidenziano la rilevanza statistica positiva, oltre che della dimensione dell'impresa, della variabile sindacale, definita come percentuale di lavoratori iscritti alle organizzazioni sindacali. Date le variabili incluse nel modello, si deduce che esso s'ispira ad una logica da "sindacalismo": per esempio, il salario pro-capite e il fatturato - indicatori rispettivamente dell'esigenza potenziale di flessibilizzazione del costo del lavoro da parte del management, e del potere sul mercato del prodotto dell'impresa cui conseguono rendite che le imprese tenderebbero a condividere con i lavoratori [Nickell e altri, 1994: 458]¹³ - non risultano statisticamente significative e quindi sono escluse dai risultati presentati, il che rende plastica la visione del potere sindacale come *deus ex machina* del modello. Per il resto delle variabili, la rilevanza statistica del coefficiente legato alla quota dei lavoratori turnisti (con segno positivo) e delle donne (con segno negativo) incontrano le attese; mentre, inspiegabile e contrario alle attese, appare invece il segno negativo (e statisticamente significativo) del coefficiente della percentuale degli operai presenti nei luoghi di lavoro.

¹³ Gli autori elencano, con richiami di letteratura, una serie di ragioni per una strategia *rent-sharing* dell'impresa, quali: i) la vita maggiormente confortevole del manager (*expense preference*), ii) la possibilità di tenere fuori il sindacato dall'impresa, iii) la possibilità di evitare cadute di produttività se i lavoratori si sentissero di essere trattati in modo *unfair*. Queste ragioni enfatizzano la possibilità che i lavoratori godano di una condivisione della rendita di "potere" dell'impresa sul mercato del prodotto anche in assenza di una sindacalizzazione dei lavoratori stessi.

Infine, Amisano e Del Boca (2004) riprendono la banca dati già utilizzata in Del Boca e Cupaiuolo (1998) e riqualificano la parte dell'analisi riguardante la probabilità di sottoscrivere un contratto integrativo aziendale, recuperando - in modo molto appropriato - l'informazione riguardante *il primo anno di sottoscrizione* di un contratto integrativo, e quindi anche l'introduzione degli schemi di *profit-sharing* (PS). Questi vengono utilizzati per valutarne l'impatto su una serie di indicatori di performance aziendale (produttività, redditività, *sorting*, ecc.). In modo molto interessante, l'analisi mette in luce che delle 679 imprese del campione (manifatturiero della Lombardia) presenti nel panel 1983-1992, 156 (pari al 23%) hanno avuto un contratto integrativo aziendale: di queste, le imprese che nell'arco del decennio sono *cumulativamente* passate dallo stato di assenza a quello di presenza di PS sono state 82 (corrispondenti al 52.6%), quelle che hanno fatto il percorso opposto sono state 15 (il 10%), quelle che hanno sperimentato la doppia transizione sono state 6 (4%), mentre infine 63 sono le imprese che avevano sottoscritto il contratto di PS prima del 1983, cioè prima del periodo campionato. I dati fanno emergere, per la prima volta, il fenomeno della persistenza, ovverosia che la sottoscrizione di un contratto di PS costituisce una decisione di medio-lungo periodo, difficilmente reversibile.¹⁴ Disponendo di queste preziose informazioni, anno per anno, gli autori sono i primi - nel panorama delle ricerche empiriche in Italia - a tenere sotto controllo le caratteristiche delle imprese immediatamente antecedenti all'*introduzione* di un contratto di PS nelle imprese che l'hanno introdotto e in quelle che non l'hanno introdotto. Le stime, che controllano per gli effetti fissi d'impresa, evidenziano la positività degli investimenti per addetto (contrariamente a Del Boca e Cupaiuolo, 1998, anche se il coefficiente non era allora statisticamente significativo), della dimensione dell'impresa, del salario per dipendente (di nuovo, contrariamente a quanto ottengono Biagioli e Curatolo, 1999, e Del Boca

¹⁴ Il fenomeno della persistenza legato alla contrattazione aziendale è riconfermato anche dall'analisi di D'Amuri e Giorgiantonio (2015, tabella A2: 38).

Cupaiuolo, 1998), mentre entrano con il segno negativo la produttività dell'impresa (mentre era positiva in Del Boca e Cupaiuolo, 1998) e il costo dell'indebitamento (per dipendente). Dal momento che nelle stime manca (per carenza di informazioni nella banca dati) qualsiasi indicatore di presenza o meno di forza sindacale, i risultati sono verosimilmente affetti da omissioni di variabili, il che li rende alquanto incerti e poco robusti per poter approdare ad affidabili conferme teoriche e implicazioni di *policy*.

3. GLI STUDI ECONOMETRICI DOPO L'ACCORDO INTERCONFEDERALE DEL 15 APRILE 2009. LA FASE DEI CAMPIONI RAPPRESENTATIVI DELL'UNIVERSO DELLE IMPRESE¹⁵

Il paper di Origo (2009), tecnicamente molto robusto e in quanto tale meritevole di una specifica attenzione, utilizza la stessa fonte del suo paper precedente (Origo, 2000), ma a differenza di questo indaga l'impatto della contrattazione decentrata sulla performance dell'impresa. Nella fattispecie, si focalizza sulle imprese che hanno introdotto, per la prima volta, una contrattazione decentrata che espressamente prevede anche la presenza di un premio di risultato (*performance-related-pay*: PRP) rispetto a un controfattuale costituito da imprese che hanno un contratto decentrato che non include la PRP, ma che disciplina invece solo temi non-pecuniari (quali formazione, orari, ecc.), e da imprese che non hanno una PRP perché non hanno un contratto aziendale. I risultati ottenuti indicano effetti positivi sulla produttività del lavoro (attorno al 7–11%) e in qualche misura anche sul salario (attorno al 2–3%), non molto diversi da quelli ottenuti da Biagioli e Curatolo (1999). E' un peccato non aver tenuto separati i due controfattuali, perché nel primo caso si sarebbe potuto isolare e valutare il ruolo specifico della PRP sulla performance aziendale, nel secondo caso quello della contrattazione di aspetti non-pecuniari.

¹⁵ Per un'analisi descrittiva della diffusione della contrattazione estesa agli anni fino al 2008 si veda Casadio (2010).

Propedeutico alla stima dell'effetto di interesse, cioè l'impatto sulla performance dell'impresa (valutata in questo studio dalla produttività del lavoro) derivante dall'introduzione di un contratto aziendale che prevede una PR, è il ricorso a una tecnica di abbinamento (*matching*) delle imprese che compongono il campione. Esso è implementato tramite la nota tecnica del *propensity score* (Rosenbaum e Rubin, 1983), in modo da confrontare il gruppo di imprese che ha introdotto il contratto aziendale con PR (gruppo "trattato") e quello che non lo ha introdotto (gruppo "non trattato") controllando per i cosiddetti "fattori confondenti", cioè le caratteristiche intrinseche che potrebbero generare distorsione nella valutazione dell'effetto medio. La stima dello *score* (cioè la probabilità stimata di adottare un contratto aziendale con PR, tenuto conto delle caratteristiche potenzialmente influenti su tale probabilità, tra quelle osservate¹⁶) consente di selezionare tra le imprese trattate l'impresa "gemella" tra quelle non trattate: cioè quella avente il punteggio (*score*) più vicino possibile alle prime. Una volta ottenuto il punteggio, si procede con il *matching* statistico, cioè l'abbinamento tra i casi trattati ed i controlli. Infine, l'effetto medio dell'introduzione del contratto aziendale, cioè l'*Average treatment effect on the treated* (ATT) è misurato dalla differenza dell'*outcome* tramite stima *Difference-in-Differences*.

Le imprese sono classificabili in quattro categorie: i) imprese senza contrattazione aziendale, ii) imprese con contrattazione aziendale ma senza PRP, iii) imprese con contrattazione aziendale che introducono per la prima volta (al tempo *t*) la PRP, e iv) imprese con contrattazione aziendale che avevano già introdotto nel passato la PRP. Le imprese *treated* sono quelle della categoria (iii), mentre le *non-treated*, vale a dire il controfattuale, sono le imprese ricadenti nelle categorie (i)+(ii). Le imprese

¹⁶ Come noto, la tecnica stessa non è in grado di risolvere il problema della selezione dovuta a fattori non-osservati in quanto il *matching* avviene su fattori osservati, presenti cioè nella banca dati a disposizione dell'analista; è però vero che più sono le informazioni osservate nella banca dati e meno rilevante potrebbe essere il problema della eventuale distorsione da selezione.

(iv) vengono escluse. Origo però sorvola - con un'assunzione *ad hoc*, vedi pag.68, secondo cui la flessibilità salariale sarebbe *usually* frutto di una contrattazione aziendale – sul fatto che all'interno della categoria (i) ci possono essere (e ci sono!) imprese senza un contratto integrativo, ma con la PRP erogata unilateralmente dal management (i cosiddetti premi *ad personam*). Cristini e altri (2005) mostrano e argomentano che le imprese senza RSU, e senza contrattazione aziendale, erogano incentivi e premi in modo unilaterale per prevenire la formazione di una RSU/RSA e la conseguente richiesta di una contrattazione aziendale, nel timore che queste istanze possano allargarsi ad altri aspetti della relazione d'impiego (formazione, sicurezza, tipologie contrattuali, informazioni sugli investimenti, ecc.). In aggiunta, si deve osservare che anche all'interno del gruppo delle imprese (iii) (cioè quelle *treated* al tempo *t*) ci possono essere imprese che in precedenza non avevano il contratto integrativo, ma che avevano attiva da anni una PRP (unilateralmente concessa dal management) e che al tempo *t* (che potrebbe essere coinciso - ma non necessariamente - con l'implementazione del Protocollo del Luglio del 1993) le stesse imprese possono aver colto l'occasione (anche in forza della pressione sindacale, a seguito del Protocollo citato) di rendere esplicito e ufficiale - attraverso un contratto integrativo - lo schema di PRP (magari anche potenziandolo).

Rispetto al concetto di PRP utilizzato, va altresì osservato che si è in presenza di un insieme eterogeneo di schemi incentivanti, che cambiano da impresa a impresa, come la stessa autrice di fatto riconosce (Origo, 2009, pp. 67-68: “*some kind of flexible pay scheme: piece rates, team output-related schemes, profit sharing, individual performance-related incentives, etc.*”). Questo non aiuta a fare chiarezza rispetto a: (1) incentivi individuali *versus* incentivi di gruppo, (2) incentivi che stimolano la produzione di output (*output-oriented scheme*) *versus* incentivi che stimolano l'apprendimento di nuove competenze (*input-oriented scheme*), (3) incentivi finalizzati a obiettivi di natura finanziaria (*profit-sharing scheme*: incrementi di fatturato, di MOL, di riduzione del CL/VA, ecc.) *versus* incentivi

finalizzati a obiettivi reali (*gain-sharing scheme*: aumenti di produttività di reparto, riduzione dei difetti, riduzione dei tempi di consegna, ecc.), infine (4) schemi per obiettivi macro (aziendali, o di reparto o gruppo di lavoratori) *versus* schemi distributivi micro (in base alla presenza, in base alla presenza e all'inquadramento, ammontare di incentivo uguale per tutti).

Interessante è sicuramente il tentativo di misurare l'effetto del trattamento al tempo $t+1$ e $t+3$, in quanto consente di valutare separatamente l'effetto di breve e di medio periodo. Così pure la pluralità di *outcomes*: produttività, *workers sorting* (la *retention* dei lavoratori) e salari. Ovviamente gli *outcomes* avrebbero potuto essere di più: redditività dell'impresa (per tener conto dei costi di implementazione della PRP), oppure propensione dell'impresa all'innovazione (di prodotto e/o di processo) per valutare l'annosa questione dell'*hold-up*. Le maggiori riserve - nell'accettare acriticamente i principali risultati, secondo cui gli incentivi e il *rent-sharing* produrrebbero degli effetti sulla produttività aziendale nell'ordine del 7-11% - sono sostanzialmente tre. La prima riguarda la misura della produttività (fatturato reale per addetto): essa non appare convincente, soprattutto perché - nella funzione stimata - mancano tutti i classici controlli di una funzione produttiva (beni intermedi, capitale e lavoro). La seconda riserva è che le stime *fixed effects* (tabella A, appendice II) sono portate a termine senza considerare che la variabile T (*treated* = PRP) dell'equazione (8) è endogena; la terza - comune anche agli altri paper passati finora in rassegna - è che le materie disciplinate in un contratto integrativo (anche senza la PRP) cambiano da impresa a impresa, sia per numero di materie, sia per intensità di ogni item; sarebbero stato quindi opportuno trattarle non in modo compattato e dicotomico, ma attraverso la costruzione di un *bundle* con l'ausilio - per esempio - della tecnica fattoriale,

pervenendo in questo modo a una variabile (fattoriale) continua, alimentata da due componenti: l'estensione delle materie trattate, e l'intensità d'impatto sui lavoratori di ognuna di queste materie.¹⁷

Il lavoro di Lucifora e Origo (2015), è una riproposizione del paper di Origo 2009, con la differenza che quello utilizzato per studiare le determinanti della produttività, stavolta, è uno stimatore *fixed effects*, e la probabilità di adottare un contratto integrativo aziendale - includente uno schema di PRP - è trattata in modo endogeno. Il trattamento di quest'ultima ridimensiona i risultati ottenuti di Origo (2009), riducendo gli effetti della PRP collettiva sulla produttività al 3-5%. Un interessante e robusto risultato è quello dell'effetto sulla produttività da parte della variabile PRP espressa sia in livello sia come differenza tra il livello pagato nell'impresa erogante e il valore medio pagato dalle imprese dello stesso settore (*ibidem*: 628). Peccato che il livello della PRP (in assoluto o in termini relativi) non sia stato impiegato anche quando si è trattato di verificare se l'efficacia della PRP collettiva sulla produttività sia maggiore o minore in presenza di una sindacalizzazione più elevata o più bassa: gli autori si fermano invece a valutare l'efficacia della PRP in termini dicotomici (vale a dire, presenza o assenza della PRP nella contrattazione integrativa), rispetto ad una sindacalizzazione sopra e sotto la mediana, pervenendo al risultato secondo cui gli incrementi di produttività sono più elevati nelle imprese a bassa sindacalizzazione (+5.8%) rispetto a quelli registrati nelle imprese ad alta sindacalizzazione (+2.5%) (*ibidem*: tabella 5: 626), senza però ricercare se la differenza sia da ricondurre al maggior potere di disciplina manageriale (nel primo caso) oppure ad una maggior resistenza all'*effort* dei lavoratori sindacalmente più organizzati (nel secondo caso). A ogni modo, gli autori, se avessero utilizzato il valore assoluto o relativo della PRP e una variabile moltiplicativa tra PRP e tasso di sindacalizzazione dell'impresa, avrebbero potuto anche valutare l'efficacia della

¹⁷ I principali risultati del lavoro di Origo (2009) vengono riproposti in Bryson e altri (2013: 213-239), con alcune varianti interessanti rispetto a diversi sottogruppi di imprese (imprese che assumono e imprese che licenziano) e a diversi sotto-periodi (fasi espansione del ciclo e fasi di recessioni).

intensità dell'incentivazione sulla produttività al variare del tasso di sindacalizzazione dell'impresa. Coerentemente con il loro precedente risultato, la variabile moltiplicativa avrebbe dovuto mostrare un segno negativo e statisticamente significativo.

Damiani e Ricci (2014a) - sulla base di un campione nazionale rappresentativo che comprende imprese del comparto industriale e terziario, e che contempla la fusione tra l'archivio di AIDA sui bilanci delle imprese (solo di capitale, purtroppo), e le indagini ISFOL del 2005 e del 2007 sulle imprese e i lavoratori (ISFOL-RIL) - sono in grado di distinguere tre sottogruppi di imprese: quelle senza una contrattazione aziendale, quelle con una contrattazione aziendale ma senza la PRP, e quelle con una contrattazione aziendale comprensiva anche di PRP. Gli autori stimano due modelli di probabilità riguardante la contrattazione decentrata: il primo è riferito a imprese che hanno una contrattazione decentrata *comprensiva* della PRP *versus* imprese che non hanno alcuna contrattazione decentrata, mentre il secondo riguarda imprese che hanno una contrattazione decentrata (che tratta diverse materie) ma che non comprende la PRP *versus* imprese che non hanno alcuna contrattazione decentrata. Dopo aver controllato per le dimensioni d'impresa, per i settori di appartenenza, le aree geografiche di localizzazione delle imprese stesse e per alcune altre variabili relative alle caratteristiche degli occupati, in entrambi i modelli le stime evidenziano che la magnitudine del coefficiente stimato delle rappresentanze dei lavoratori in azienda è doppia nel primo caso rispetto al secondo, nonostante la variabile sia stata trattata in termini dicotomici (presenza sì/no) e non come variabile continua in termini di tasso di sindacalizzazione - come invece si sarebbe auspicato. Lo stesso risultato si ottiene anche nel caso della variabile relativa agli investimenti in formazione, rappresentati dalla quota di

lavoratori addestrata nell'anno dell'indagine.¹⁸ Anche la variabile di *performance* aziendale, rappresentata dal logaritmo del valore aggiunto, presenta coefficiente stimato di segno positivo - di valore leggermente più alto nel caso di adozione di contrattazione decentrata senza PRP rispetto a quella con PRP - ma si noti come tale risultato sarebbe stato di maggior pregnanza se la *performance* stessa fosse stata espressa da indicatori quali il costo del lavoro pro-capite oppure il margine operativo lordo pro-capite.

Gli stessi autori (Damiani e Ricci, 2014b), sulla banca dati relativa all'indagine ISFOL-RIL del 2010, verificano l'influenza dell'istruzione dei manager sull'adozione di vari schemi aziendali di retribuzione variabile. Nella teoria economica l'istruzione assume diverse valenze manageriali: da segnale di qualità, *skills* e *capabilities*, a fonte di abilità nel *problem-solving*, nel disciplinamento o nel coinvolgimento dei lavoratori, e infine di leadership e di visione strategica, tutte valenze che possono tradursi - *ceteris paribus* - in propensioni diverse nell'impiego di meccanismi di controllo basati su incentivi piuttosto che su comando. La strategia empirica prevede l'opportuno trattamento dell'endogenità dell'istruzione rispetto alla variabile di interesse mediante stimatori alternativi (lineari, come gli OLS, e non lineari, come il *Probit*), e loro combinazioni (IV-2SLS, IV-Probit) e due soluzioni alternative per la sua strumentazione: esse forniscono robusti e positivi risultati rispetto all'idea che l'istruzione superiore (con laurea) dei manager giochi un ruolo importante sia nell'adottare schemi di retribuzione variabile, sia nel preferire schemi incentivanti di tipo individuale (+ 22%) e di gruppo (+32%) rispetto a quelli di tipo tradizionale (bonus pro-capite basato sulla presenza e/o sugli inquadramenti professionali). Un risultato trasversale a tutte le specificazioni e gli stimatori impiegati, è quello relativo all'impresa di tipo familiare, che si caratterizza per una minore probabilità di adottare

¹⁸ Anche questa variabile non è esente da imperfezioni, in quanto, a parità di quota di lavoratori addestrati, le ore pro-capite di formazione possono variare significativamente da impresa a impresa e coinvolgere livelli professionale molto diversi. Inoltre nel calcolo della quota andrebbero esclusi gli apprendisti e il personale con contratto d'inserimento.

schemi di retribuzione variabile. Contrariamente a tutte le attese, emerge una non significatività della variabile (logaritmica) del margine operativo lordo pro-capite quale segnale di performance e dell'eventuale connessa *ability-to-pay* dell'impresa rispetto alla probabilità di avere o non avere un contratto integrativo aziendale.

Damiani, Pompei e Ricci (2016a) si pongono la stessa domanda di Origo (2009), ossia se la presenza di un contratto decentrato con la PRP stimoli la produttività dell'impresa e se l'impresa distribuisca una quota parte di questi addizionali guadagni ai lavoratori. La banca dati utilizzata costituisce la fusione di informazioni provenienti dalle indagini ISFOL-RIL degli anni 2005-2007-2010 e dai bilanci di fonte AIDA (società di capitale) per il periodo 2005-2010, coprendo l'intera economia escluso il settore agricolo. Il modello stimato è costituito da due equazioni: una funzione di produzione e un'equazione del salario. La prima è rappresentata da una Cobb-Douglas, declinata in termini di prodotto per dipendente, e aumentata - oltre che di una serie di variabili di controllo riguardanti il capitale per dipendente, e la qualità degli occupati, ma non la qualità dello stock del capitale - da una variabile dicotomica che esprime la condizione di esistenza o meno nell'impresa di una PRP. Di quest'ultima variabile si considera la potenziale endogenità, strumentandola con la volatilità passata delle vendite, coerentemente all'idea - richiamata dagli autori - che la flessibilità salariale associata ad una PRP costituisca un'apprezzabile risposta per aggiustare le fluttuazioni economiche e contenere il rischio, soprattutto perché la PRP - aggiungendosi al salario di base contrattuale - al massimo si potrebbe ridurre a zero laddove l'impresa non ottenesse risultati positivi.¹⁹ L'altra variabile della funzione di produzione (il capitale per dipendente) è trattata in modo esogeno, nonostante sia ben

¹⁹ Questa condizione andrebbe verificata in quanto da altre fonti (Istat, Banca d'Italia e letture di diversi contratti integrativi aziendali) emerge invece che ci sono delle componenti fisse di premialità annualmente erogate dalle imprese.

argomentato nella letteratura come la scelta dell'impresa rispetto alle due componenti del rapporto K/L sia viziata da un problema di simultaneità.

L'equazione del salario per dipendente è posta in funzione delle stesse variabili della prima equazione. Le stime sono effettuate con riferimento sia all'intero campione, sia al sotto-campione di imprese che registrano o meno una presenza sindacale, e vedono l'impiego sia dello stimatore *repeated cross-section pooled-OLS* (con informazioni relative agli anni 2005, 2007 e 2010, quindi controllando per gli effetti fissi temporali) sia di quello *pooled-OLS* in regressione quantilica (per quantili uguali a 0.10, 0.50 e 0.90), nelle versioni, dapprima senza e poi con, variabili strumentali, al fine di trattare opportunamente la potenziale endogenità della PRP. I risultati indicano una correlazione positiva della PRP sia con la produttività sia con i salari, con il primo effetto maggiore del secondo, a conferma di una strategia *win-win* perseguita dagli attori sociali dell'impresa. In presenza di rappresentanze sindacali dei lavoratori (ma la misura del grado di sindacalizzazione dell'impresa non è purtroppo fornita), l'effetto della PRP sulla produttività è maggiore, senza che ciò si traduca però in un guadagno salariale aggiuntivo a favore dei lavoratori. Eppure, se la presenza di PRP fosse correlata alla presenza di una rappresentanza sindacale - così come dovrebbe essere - non ci si aspetterebbe questo divario tra effetto della PRP sulla produttività e sui salari, a meno di non avanzare l'ipotesi che la PRP abbia due origini (che però gli autori non indicano): quella di un contratto integrativo aziendale e quella di un'erogazione unilaterale da parte dei manager. Se così fosse (come sembra dal nostro punto di vista plausibile ritenere), ci si chiede se sia davvero la semplice presenza di una rappresentanza dei lavoratori a spronare i lavoratori a generare una maggior produttività, oppure il maggior livello di incentivi che la rappresentanza dei lavoratori riesce ad ottenere (ma che non è possibile analizzare, poiché la PRP è rappresentata da una variabile di presenza sì/no), oppure ancora se sia la qualità dei manager (che in questo studio però non si controlla) il vero *driver* della maggior performance aziendale.

Lungo le loro distribuzioni, la regressione quantilica evidenzia un andamento ad U degli effetti della PRP sia sulla produttività sia sul salario. Trarre indicazioni di *policy* da risultati come questi che per le ragioni sopra esposte, secondo chi scrive, non permettono di inferire una robusta relazione causale tra i fenomeni indagati e che per di più si basano su indicatori dicotomici, che prescindono sia dall'ammontare di quest'ultima sia dai contenuti delle materie negoziate nell'ambito di una contrattazione integrativa - che, ricordiamo, plausibilmente rappresenta la cornice entro cui la PRP è negoziata - è alquanto problematico, così come abbiamo argomentato poc'anzi nei confronti di altri lavori riguardanti il nesso tra PRP e *outcome*.

Nel paper di Damiani, Pompei e Ricci (2016b) l'attenzione è posta sulle distinzioni tra le imprese a proprietà familiare e quelle a proprietà non-famigliare, e tra imprese familiari a gestione familiare e imprese familiari a gestione manageriale, in connessione alla produttività d'impresa, rispettivamente, in assenza e in presenza di contrattazione integrativa aziendale - non più limitandosi alla sola presenza di una PRP, come in Damiani, Pompei e Ricci (2016a). La banca dati utilizzata è la stessa di quest'ultimo - con l'aggiunta di informazioni provenienti da una specifica sezione del questionario ISFOL-RIL del 2010 sulle caratteristiche della *corporate governance* - così come la strategia empirica utilizzata, e pertanto i risultati scontano le stesse riserve avanzate in precedenza. Le stime relative all'efficienza delle imprese mostrano un effetto negativo sia quando la proprietà dell'impresa è di tipo familiare sia quando l'impresa familiare è affidata ad un management familiare rispetto ad una gestione affidata a qualificati manager esterni alla famiglia proprietaria. L'effetto negativo è maggiore quanto più si sale nella distribuzione percentile della produttività. L'inclusione di una *dummy* nella funzione stimata per catturare l'effetto della contrattazione integrativa aziendale sulla produttività dà luogo ad un coefficiente positivo. Rispetto a questo, l'analisi quantilica permette di apprezzarne un rafforzamento - pur nell'ambito di un andamento ad U - lungo tutta la distribuzione della produttività

dell'intero campione, e dei due sotto-gruppi delle imprese familiari sia a gestione familiare che manageriale. Fa eccezione il sotto-gruppo delle imprese non-familiari che, nonostante siano di per sé più efficienti rispetto alle imprese familiari, non beneficiano di un guadagno ulteriore dalla contrattazione integrativa. La giustificazione offerta dagli autori è che la proprietà e la gestione familiare tendono a esercitare un impegno strategico più coinvolgente - rispetto ai manager di imprese non-familiari - nei confronti dei dipendenti, dividendo con loro una parte della performance.

Da ultimo, in ordine temporale, il lavoro di Antonietti, Antonioli e Pini (2017) che, pur utilizzando un dataset regionale (relativo a 500 imprese manifatturiere dell'Emilia-Romagna) e non nazionale, apre in una direzione che, in una certa misura, cercheremo di sviluppare nella modellizzazione e nelle stime in un'analisi attualmente in corso. L'idea fondamentale è la concezione del contratto integrativo - e della retribuzione flessibile che questo spesso disciplina - non come semplice meccanismo che coinvolge i lavoratori in un rischio d'impresa, bensì come un progetto che rientra in una strategia più complessa, che mira - *anche* attraverso l'incentivazione economica, ma non solo - a introdurre nuove pratiche di lavoro, che comportano un aumento della flessibilità del lavoratore, della sua autonomia e delle sue competenze.

Anche questo paper, al pari di altri sopra considerati, affronta il tema della stima della probabilità della presenza (e non dell'adozione o introduzione) nell'impresa di schemi diversi di retribuzione flessibile e l'impatto che queste tipologie di schemi flessibili hanno sulla performance dell'impresa.

La peculiarità della prima funzione, stimata con modelli *probit*, è rappresentata dal fatto di considerare alternativamente sei diversi schemi di retribuzione flessibile presenti nell'impresa nel periodo 2006-2008, in funzione di una serie di variabili di controllo contestuali, temporalmente, alla variabile dipendente (cambiamenti organizzativi in corso, sintetizzati da 5 variabili fattoriali; formazione; contratti a termine e infine coinvolgimento delle rappresentanze sindacali su vari aspetti) e

di una variabile di performance ritardata (relativa agli anni 2003-2005) rappresentata dal valore aggiunto reale per dipendente, variabile che però funziona solo in uno dei sei modelli stimati. Al di là dell'interessante riscontro secondo cui alcune co-variate hanno coefficienti positivi e significativi rispetto a tutte e sei le tipologie degli schemi di retribuzione (per esempio, la variabile sindacale, e due variabili relative ai cambiamenti organizzativi), mentre per altre co-variate si riscontrano risultati positivi che variano a seconda dello schema trattato, l'anomalia che si registra è costituita dal fatto che in ogni stima effettuata, il gruppo di controllo (espresso dal termine '*0=otherwise*': tabella A2: 22) per ogni schema di retribuzione flessibile considerato è costituito da due gruppi eterogenei di imprese che cambiano di volta in volta: quello costituito dalle imprese che non hanno in essere alcun schema di retribuzione flessibile, e quello delle imprese che hanno in essere lo schema di retribuzione flessibile diverso da quello considerato nella variabile dipendente. Lo si deduce dal fatto che la numerosità delle osservazioni (pari a 555) è costante in ognuno dei sei modelli stimati. Tale scelta nella costruzione del controfattuale induce qualche perplessità nell'accettare in toto i risultati ottenuti. Infatti, a nostro modesto parere, escludere dal controfattuale il secondo dei due gruppi di imprese avrebbe permesso di ottenere una valutazione più stringente per ciascuno schema considerato e quindi risultati più chiari (e forse anche diversi). Inoltre, non è dato di capire dal testo se i sei tipi di schemi valutati sono riferiti unicamente a quelli presenti nei vari contratti integrativi e se, di conseguenza, gli eventuali schemi impiegati dai superiori/manager nelle erogazioni unilaterali rimangono inesplorati.

La seconda funzione stimata riguarda l'impatto della probabilità di avere in essere uno dei sei schemi di retribuzione flessibile (negli anni 2006-2008) sulla performance dell'impresa degli anni 2009-2011 (misurata dal valore aggiunto reale pro-capite), sotto il vincolo di una sequenza di usuali controlli e di una serie di variabili dicotomiche (anch'esse ritardate) tese a verificare la rilevanza o meno di una serie di processi innovativi (di prodotto, di processo, di tecnologie ICT, ecc.) introdotti

dall'impresa in anni precedenti. In quattro casi su sei, gli schemi flessibili di retribuzione e in cinque casi su sei, l'innovazione (ritardata) di processo, influenzano positivamente la performance dell'impresa. Riteniamo che la robustezza dei risultati sia affievolita da tre cause principali: la prima è connessa al mancato controllo (comune, purtroppo, in tutti i paper esaminati in questo lavoro di rassegna) dell'eventuale presenza in azienda di incentivi erogati unilateralmente perché, se presenti (come riteniamo che sia, sulla base dei dati provenienti dal rapporto intermedio ISTAT-CNEL (2015, figura 4.4: 110), le stime portate a termine sono affette da distorsioni da variabili omesse. La seconda causa deriva dall'aver voluto testare la rilevanza di ogni singolo schema di retribuzione flessibile, preso isolatamente, quando invece alcune rilevazioni indicano che le imprese tendono a utilizzare simultaneamente due o più schemi di retribuzione flessibile nei confronti dei propri lavoratori: il rapporto intermedio appena citato (*ibidem*: figura 4.10, pag.118) indica, per esempio, che le imprese che impiegano un sistema misto di schemi sono pari al 43,5%. La terza causa sta nel fatto di aver portato a termine l'analisi delle componenti principali non partendo dall'inclusione di tutti gli elementi di innovazione organizzativa rilevati dall'indagine, ma separando questi elementi in blocchi, secondo una pre-valutazione del ricercatore, assumendo che ognuno di questi blocchi avrebbe potuto avere un qualche specifico effetto. La difficoltà emerge in sede di stima degli effetti, quando questi "blocchi" (i.e. componenti principali) presentano fra di loro una significativa multicollinearità (*ibidem*: tabella A3). Tale evidenza avrebbe dovuto suggerire di ricorrere a un secondo step dell'analisi delle componenti principali (per ricavare una componente delle componenti), testando in questo modo la verosimile sottostante interazione sinergica dei cambiamenti organizzativi.

4. CONSIDERAZIONI FINALI

La presente rassegna, nell'individuare traguardi e limiti sia concettuali che metodologici degli studi dedicati al tema della contrattazione integrativa aziendale in Italia finora esistenti, vuole essere sia uno strumento per orientarsi sullo stato dell'arte della materia, sia una guida per gli studi a venire che vorranno estendere la conoscenza sull'argomento.

Gli studi empirici sull'efficacia della contrattazione integrativa aziendale si sono concentrati sostanzialmente sulla stima di due funzioni: quella riguardante la probabilità di adottare o di avere in essere un contratto integrativo aziendale, e quella sull'impatto di questo contratto, e soprattutto degli incentivi o premi economici, sulla performance aziendale. Dal lavoro di rassegna svolto nelle pagine precedenti emerge che, a causa di ragioni riconducibili essenzialmente alla limitatezza delle basi-dati disponibili e utilizzate dai ricercatori, i risultati ottenuti non sono sufficienti ai fini di individuare rapporti di causa-effetto sia tra i fattori determinanti e la probabilità di adozione di un (o di avere in essere un) contratto integrativo e il suo contenuto, sia tra il contratto stesso e la performance dell'impresa.

Più in generale, la questione delicata di alcuni risultati ottenuti con tecniche di stima molto robuste è se, e in che misura, da un campione non-rappresentativo a uno rappresentativo,²⁰ dai risultati ottenuti da un campione settoriale a una generalizzazione dei risultati a più settori, dalle caratteristiche osservate a quelle omesse e - in alcuni casi - da una relazione di correlazione ad una di causazione, il passo possa essere considerato privo di incertezze e di ambiguità: pertanto, il quesito lasciato, a nostro avviso, privo di una robusta validazione è se veramente gli schemi *output-oriented* di partecipazione e

²⁰ Nei lavori passati in rassegna, non c'è quasi mai un controllo sul fatto che il campione dei rispondenti sia rappresentativo rispetto all'universo di riferimento (settore o economia totale). Questo controllo sarebbe potuto avvenire attraverso l'inclusione dei "pesi" nelle stime (pesi derivati dalla probabilità inversa di essere campionati) oppure dell'*inverted Mills ratio* (nel caso della procedura a due stadi di Heckman).

quelli di partecipazione finanziaria - a cui sembra riservata la maggior attenzione dei ricercatori - sviluppino la produttività, oppure segnalino dove la produttività è ricompensata.

Nello specifico, nei confronti della probabilità di adozione dei contratti integrativi, rileviamo quanto segue. In primo luogo rimarchiamo - nella totalità dei casi (ad eccezione dei lavori di Amisano e Del Boca, 2004, e di Origo, 2009) - la mancanza dell'informazione relativa all'anno di *introduzione* (per la prima volta) del contratto integrativo, per cui le stime effettuate riguardano la *presenza* o meno di un contratto integrativo aziendale. In quest'ultima situazione, sarebbe quantomeno opportuno che i regressori utilizzati fossero ritardati (meglio di qualche anno, come fanno Antonietti, Antonioli e Pini, 2017), benché il fenomeno della persistenza della contrattazione aziendale - che Amisano e Del Boca (2004), e D'Amuri e Giorgiantonio (2015) evidenziano - renda la specificazione dinamica del modello non del tutto risolutiva rispetto alla possibile distorsione indotta da effetti di *reverse-causality*.

In secondo luogo, gli studi oscillano nell'utilizzare regressori che riflettono o la condizione di profittabilità dell'impresa oppure il potere sindacale dei lavoratori occupati nell'impresa. Nel primo caso le variabili esplicative fanno riferimento alla condizione economico-finanziaria dell'impresa, nel tentativo di derivare conferme o smentite nei confronti dell'idea che la flessibilizzazione salariale costituisce o un imperativo dettato dall'accresciuta volatilità della domanda, e quindi anche della performance aziendale, oppure una condizione per favorire gli investimenti aziendali in contesti di accresciuta incertezza e turbolenza. Nel secondo caso, le variabili esplicative fanno riferimento essenzialmente al potere connesso alla sindacalizzazione dei lavoratori, mossi (questi ultimi) dal desiderio di contare di più nell'impresa e di partecipare dei risultati aziendali. Impossibile trovare lavori che combinino entrambe le facce della medaglia.

In terzo luogo, l'attenzione dei ricercatori nei confronti della contrattazione integrativa tradisce una concezione per cui essa si riduce a essenzialmente a strumento di flessibilità salariale, trascurando che

l'introduzione o la conferma di un contratto integrativo costituisce - per entrambi i contraenti - una decisione di lungo periodo (vedi la persistenza della contrattazione, con rinnovi ripetuti nel tempo), e che riguarda non solo l'aspetto pecuniario ma anche (con uguale, o forse addirittura, con maggior valenza) una serie di aspetti connessi a pratiche di lavoro che facilitano lo sviluppo di competenze, di professionalità e di stabilità occupazionale.

Nei confronti della questione dell'impatto della contrattazione sulla performance aziendale rileviamo le seguenti debolezze. La prima: quando in un contesto di dati panel si impiega una funzione di produzione, salvo un paio di casi, non viene mai posta attenzione al fatto che le variabili del capitale e dell'occupazione sono notoriamente affette da un problema di simultaneità (endogeneità), dando luogo pertanto a stime distorte. Inoltre, laddove nella funzione di produzione si introduce una variabile *dummy* indicatrice della presenza o meno di contrattazione integrativa aziendale, di nuovo la potenziale endogeneità connessa a tale variabile non sempre è opportunamente considerata e trattata, comportando l'insorgenza di un'ulteriore fonte di distorsione per le stime. Analogamente, le analisi che ricorrono a una procedura a due *step*, in cui nel primo si stima la funzione di produzione e nel secondo, dopo aver ricavato i cosiddetti *fixed effects* corrispondenti alla produttività totale dei fattori, li si regrediscono su una serie di fattori, fra cui la presenza di una contrattazione aziendale, per verificarne l'influenza sulla performance, di nuovo si trascura la potenziale endogeneità della variabile *dummy* relativa alla contrattazione aziendale. Di conseguenza, le stime che ne derivano sono anch'esse affette da distorsioni, e in quanto tali, di limitata attendibilità.

La seconda debolezza: in base alle informazioni statistiche disponibili, sappiamo che le imprese nell'ambito della contrattazione integrativa aziendale ricorrono sia a schemi incentivanti di gruppo o individuali sia, a prescindere dalla presenza o meno di contrattazione integrativa in azienda, ad incentivi decisi unilateralmente dai manager oppure scaturiti da una trattativa individuale lavoratore-

manager. Questi ultimi si aggiungono (nel primo caso) o si sostituiscono a quelli trattati collettivamente (nel secondo caso), eppure nelle ricerche passate in rassegna la considerazione di schemi incentivanti di tipo composito non trovano esplicito riconoscimento.

La terza debolezza: ridurre la ricerca dell'influenza della contrattazione integrativa a una variabile *dummy* sembra una forzatura eccessiva e fuorviante, in quanto l'introduzione di un contratto integrativo non è un evento o una decisione *spot* bensì somiglia più a un processo di investimento di medio-lungo periodo. Gli attori sociali lo intraprendono nella prospettiva di accrescere il capitale organizzato, e di suddividere nel tempo i risultati attesi, secondo una strategia *win-win*. Limitarsi a utilizzare una *dummy* significa far riferimento a un contenuto medio (oscuro, cioè non reso intellegibile) dei contratti delle imprese campionate rispetto sia alla numerosità delle materie disciplinate, sia all'intensità di ognuna di queste materie, le quali (numerosità e intensità) dovrebbero essere invece opportunamente scandagliate e tenute separate in quanto potrebbero dar luogo a effetti diversi sulla performance da un lato, e offrire indicazioni di *policy* diverse, dall'altro. Uno degli autori (vedi Cristini e altri, 2003) ha riscontrato, in un campione di imprese manifatturiere italiane, come il contratto decentrato non sia di per sé sufficiente a stimolare una maggiore efficienza, e quanto piuttosto sia importante la compresenza di complessi e complementari schemi incentivanti e di *bundles* (o sistemi) di pratiche di lavoro innovative e coinvolgenti i singoli lavoratori e i loro rappresentanti, schemi e *bundles* che i contratti integrativi aziendali disciplinano. Nei processi di cambiamento tecnologico e organizzativo non è unicamente lo schema incentivante di per sé a essere il generatore della maggior produttività delle imprese, bensì i diversi *bundles* di nuove pratiche di lavoro (quali, ad esempio, l'introduzione di nuove tecnologie *ICT-based*, la riorganizzazione aziendale basata sui processi anziché sulle funzioni, la riduzione dei livelli gerarchici, l'introduzione e/o rafforzamento del lavoro di squadra, il coinvolgimento dei lavoratori, la formazione di abilità cognitive, relazionali e gestionali, le relazioni industriali improntate alla

reciproca fiducia) combinate con incentivi economici coerenti e contrattati. Eppure, ad eccezione del lavoro di Antonietti, Antonioli e Pini (2017), nei lavori di ricerca sopra ripresi non abbiamo rintracciato analisi dedicate a tali sistemi di pratiche contrattate.

Da ultimo, ma non meno importante, andrebbe tenuto in ogni caso nella dovuta considerazione il fatto che gli incentivi economici (trattati e non, di gruppo e individuali) non dovrebbero essere considerati isolatamente, ma messi in relazione a quanto ricevono i livelli gerarchicamente e/o professionalmente più alti, poiché i comportamenti dei lavoratori sono influenzati non solo dai livelli assoluti delle ricompense ma anche dalla percezione di essere trattati equamente (Akerlof, 1982).

Riferimenti bibliografici

- Akerlof G. (1982), Labor contracts as partial gift exchange, *Quarterly Journal of Economics*, 97(4): 543-569.
- Amisano G., Del Boca A. (2004), Profit related pay in Italy: A microeconomic analysis, *International Journal of Manpower*, 25(5): 463-478.
- Antonietti R., Antonioli D., Pini P. (2017), Flexible pay systems and labour productivity: Evidence from manufacturing firms in Emilia-Romagna, in corso di pubblicazione su *International Journal of Manpower*.
- Baum C.F. (2006), *An introduction to modern econometric using Stata*, Stata Press, Texas.
- Biagioli M. (1999), Partecipazione dei lavoratori ai risultati economici dell'impresa. Una rassegna della letteratura empirica e un'indagine nella provincia di Reggio-Emilia, *Lavoro e Relazioni Industriali*, 1: 87-133.
- Biagioli M., Curatolo S. (1997), La partecipazione dei lavoratori ai risultati economici delle imprese. Una indagine econometrica su un panel di aziende metalmeccaniche di dimensioni medio-grandi, in Biagioli M. (a cura di), *L'analisi economica delle relazioni industriali. Modelli teorici e studi empirici sull'esperienza italiana*, Edizioni Scientifiche Italiane, Napoli.
- Biagioli M., Curatolo S. (1999), Microeconomic determinants and effects of financial participation agreements: an empirical analysis of the large Italian firms of the engineering sector in the eighties and early nineties, *Economic Analysis*, 2(2): 99-130.

- Bronzini R., De Blasi G. (2006), Evaluating the impact of investment incentives: the case of Italy' 488/1992, *Journal of Urban Economics*, 60(2): 327-349.
- Bryson A., Freeman R., Lucifora C., Pellizzari M., Pérotin V. (2013), Paying for performance: incentive pay schemes and employees' financial participation, in Boeri T., Lucifora C., Murphy K.J. (eds), *Executive remuneration and employee performance-related pay. A transatlantic perspective*, Oxford University Press, Oxford (pagg. 213-239).
- Cameron A.C., Trivedi P.K. (2005), *Microeconometrics. Methods and applications*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Casadio P. (1999), Diffusione dei premi di risultato e differenziali retributivi territoriali nell'industria, *Lavoro e Relazioni Industriali*, 1: 57-81.
- Casadio P. (2010), Contrattazione aziendale integrative e differenziali salariali territoriali: informazioni dall'indagine sulle imprese della Banca d'Italia, *Politica Economica*, 26(2): 241-291.
- Cella G. (1989), *Il ritorno degli incentivi*, Franco Angeli, Milano.
- Cristini A., Bazzana E., Leoni R. (2005), Il salario tra premio di risultato e nuove pratiche di gestione delle risorse umane. Gli effetti dell'Accordo di Luglio del '93, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 113(2): 157-184.
- Cristini A., Gaj A., Labory S., Leoni R. (2003), Flat Hierarchical Structure, Bundles of New Work Practices and Firm Performance, *Rivista Italiana degli Economisti*, 8(2): 137-65.
- D'Amuri G., Giorgiantonio C. (2015), The institutional and economic limits to bargaining decentralization in Italy, IZA Policy paper n. 98, Bonn.
- Damiani M., Pompei F., Ricci A. (2016a), Performance-Related Pay, productivity and wages in Italy: a quantile regression approach, *International Journal of Manpower*, 37(3):344-371.
- Damiani M., Pompei F., Ricci A. (2016b), Family firms and labor productivity: the role of enterprise-level bargaining in the Italian economy, *Journal of Small Business Management*, 37(3): 344-371.
- Damiani M., Ricci A. (2014a), Decentralized bargaining and performance-related pay. Evidence from a panel of Italian Firms, *International Journal of Manpower*, 35(7): 1038-1058.
- Damiani M., Ricci A. (2014b), Manager's education and the choice of different variable pay schemes. Evidence from Italian firms, *European Management Journal*, 32(6): 891-902.
- Del Boca A., Ichino A. (1993), Determinanti dei contratti con retribuzione flessibile, *Rassegna di Statistiche del Lavoro*, 1: 31-37.
- Del Boca A., Kruse D., Pendleton A. (1999), Decentralisation of bargaining systems and financial participation: A comparative analysis of Italy, UK and the US, *Lavoro e Relazioni Industriali*, 1: 9-49.

- Del Boca A., Cupaiolo E. (1998), Why do firms introduce financial participation?, *Economic Analysis*, 1(3): 221-237.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Giugni G. (1993), Ecco su quali scogli ci siamo arenati, *La Repubblica*, 2 Luglio.
- ISTAT-CNEL (2015), Progetto CNEL-ISTAT sul tema “Produttività, struttura e performance delle imprese esportatrici, mercato del lavoro e contrattazione integrativa”, <https://www.istat.it/it/archivio/181931> .
- Lucifora C., Origo F. (2015), Performance-Related Pay and Firm Productivity: Evidence from a Reform in the Structure of Collective Bargaining, *Industrial & Labor Relations Review*, 68(3): 1-27.
- McDonald I., Solow R. (1981), Wage bargaining and employment, *American Economic Review*, 71(5): 896-908.
- Merito M., Giannangeli S., Bonaccorsi A. (2010), Do incentives to industrial R&D enhance research productivity and firm growth? Evidence from the Italian case, *International Journal of Technology Management*, 49(1/2/3): 25-48.
- Milgrom , Roberts (1995), Complementarities and fit. Strategy, structure, and organizational change in manufacturing, *Journal of Accounting & Economics*, 19(2-3): 170-208.
- Nickell S., Vainiomaki J., Wadhvani S. (1994), Wages and product market, *Economica*, 61(244): 457-473.
- Origo F. (2000), Chi contratta il premio di risultato? Un’analisi degli effetti dell’Accordo di Luglio sulla contrattazione decentrata, *Lavoro e Relazioni Industriali*, 1: 37-66.
- Origo F. (2009), Flexible pay, firm performance and the role of unions. New evidence from Italy, *Labour Economics*, 16(1): 64-78.
- Pellegrini G., Carlucci C. (2003), Gli effetti della legge 488/92: una valutazione dell’impatto occupazionale sulle imprese agevolate, *Rivista Italiana degli Economisti*, 8(2): 267-286.
- Prosperetti L. Ravanelli R., Caironi S. (1996), Determinanti e risultati degli accordi di partecipazione economica: un’analisi econometrica, *Lavoro e Relazioni Industriali*, 2: 37-56.
- Rosenbaum P.R., Rubin D.B. (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- Weitzman M.L. (1984), *The share economy. Conquering stagflation*, Harvard University Press, Cambridge-MA.
- Weitzman M.L. (1985), The Simple Macroeconomics of Profit Sharing, *American Economic Review*, 75(5): 937-953.

Editor

Department of Management, Economics and Quantitative Methods
University of Bergamo
Via dei Caniana n° 2
24127 Bergamo
Italy
Tel. +39 35 2052538
Fax +39 35 2052549

The editorial office has complied with its obligations under Article 1, D.L.L. 31.8.1945, n. 660 and subsequent amendments