



Associazione Studi e Ricerche
Interdisciplinari sul Lavoro

Working Paper n° 28/2017

**PRODUTTIVITÀ DEL LAVORO, DINAMICA SALARIALE E SQUILIBRI
COMMERCIALI NEI PAESI DELL'EUROZONA: UN'ANALISI EMPIRICA**

Gaetano Perone

Anno 2017

ISSN 2280 – 6229 -Working Papers - on line

ASTRIL (Associazione Studi e Ricerche Interdisciplinari sul Lavoro)

I Working Papers di ASTRIL svolgono la funzione di divulgare tempestivamente, in forma definitiva o provvisoria, i risultati di ricerche scientifiche originali. La loro pubblicazione è soggetta all'approvazione del Comitato Scientifico.

esemplare fuori commercio
ai sensi della legge 14 aprile 2004 n.106

Per ciascuna pubblicazione vengono soddisfatti gli obblighi previsti dall'art. I del D.L.L. 31.8.1945, n. 660 e successive modifiche.

Comitato Scientifico

Sebastiano Fadda
Franco Liso
Arturo Maresca
Paolo Piacentini

REDAZIONE:

ASTRIL
Università degli Studi Roma Tre
Via Silvio D'Amico, 77 - 00145 Roma
Tel. 0039-06-57335751; 06-57335723
E-mail: astril@uniroma3.it
<http://host.uniroma3.it/associazioni/astril>

**Produttività del lavoro, dinamica salariale e squilibri commerciali nei Paesi
dell'Eurozona: un'analisi empirica**

Gaetano Perone¹

Università degli Studi di Bergamo

gaetano.perone@unibg.it

Abstract

L'obiettivo del paper è duplice. Da un lato proveremo a determinare se e in quale misura il trentennale processo di precarizzazione e di progressivo smantellamento dei diritti dei lavoratori nei Paesi dell'Eurozona abbia influito sul funzionamento del mercato del lavoro, e dall'altro cercheremo di verificare se i cambiamenti di paradigma istituzionale – modificando gli indirizzi di politica economica – abbiano o meno favorito un ri-orientamento virtuoso dei modelli produttivi nazionali.

Per pervenire a tale scopo, divideremo l'elaborato in due sezioni: i) una prima parte di analisi qualitativa comparata degli indici istituzionali del mercato del lavoro e della dinamica salariale dei Paesi dell'Eurozona; ii) e una seconda parte di analisi empirica sul ruolo svolto dalle istituzioni del lavoro sulla dinamica occupazionale e produttiva, e sulla funzione svolta dal costo del lavoro nel riassorbimento degli squilibri commerciali dei Paesi "periferici" dell'area. L'indagine mostrerà come la riduzione trasversale delle tutele a favore del fattore lavoro non abbia generato alcun impatto certo ed univoco sui livelli occupazionali; al contrario, essa ha condotto a un incremento della quota dei lavoratori precari e – compatibilmente con l'approccio Kaldoriano-Classico – a una perniciosa spirale di riduzione dei salari, della domanda aggregata e della produttività, ponendo *de facto* seri limiti all'innovazione e alle ristrutturazioni tecnologiche. Infine, verificheremo come il riequilibrio dei conti con l'estero dei Paesi "periferici" sia stato mediato, più che da una ritrovata competitività sui mercati internazionali, proprio dalle politiche di *dumping* salariale e di distruzione della domanda interna.

Parole chiave: labour flexibility, wages, productivity gap, technological foreign constraint, Eurozone.

Key words: flessibilità del lavoro, salari, gap di produttività, vincolo estero tecnologico, Eurozona.

¹ Contrattista di Ricerca presso l'Università degli studi di Bergamo.

Introduzione

Negli ultimi tre decenni il mercato del lavoro europeo ha subito profondi cambiamenti e ristrutturazioni, dovute non solo all'avvento delle nuove tecnologie digitali (la c.d. *New economy*²), ma soprattutto determinate dall'affermazione dell'ideologia neoliberale prevalente, che – segnando la fine del modello keynesiano (post-bellico) fondato sulla crescita integrata dei salari e della produttività del lavoro – ha contribuito alla diffusione di un nuovo paradigma socio-economico incentrato su due pilastri programmatici: i) la progressiva precarizzazione e liberalizzazione del mondo del lavoro da un lato (Potrafke 2010); ii) e la contrazione dei costi connessi a vario titolo al fattore lavoro dall'altro (Sylos Labini 2004). Difatti, secondo il *mainstream* economico l'unico viatico per incrementare l'occupazione e la produttività del lavoro sarebbe quello di renderne più flessibile il mercato (Bentolila e Bertola 1990, Scarpetta 1996, Nickell 1997, Nunziata 2002, Kugler e Pica 2004, Cingano *et al.* 2009, Laporšek e Primož 2012) e di ridurre i costi diretti, operando principalmente sulla dinamica dei salari nominali (Blanchard e Muet 1993, Black 2010, Estrada *et al.* 2013).

In particolare, col termine flessibilità ci si riferisce a quel complesso insieme di norme e regolamenti implementati a favore dell'offerta di lavoro, ovvero appannaggio della classe imprenditoriale. Ne sono un esempio la durata del contratto di lavoro, il salario, la mobilità, il monte ore di ferie e permessi, la legislazione sul licenziamento individuale e collettivo e le norme in materia di sicurezza sul posto di lavoro (McLaughlin 1992, Layard e Nickell 1997)³.

In particolare, secondo l'orientamento *mainstream* la rigidità del mercato del lavoro crea rilevanti distorsioni nel mercato del lavoro e ne acuisce i problemi occupazionali a causa di tre fondamentali fattori: a) forte centralizzazione della

² Definita da Gordon (2000, p. 6, ns. traduzione) come « l'accelerazione esponenziale del tasso di crescita della potenza dei computer e della capacità delle telecomunicazioni, e la velocità incontrollata di sviluppo di internet ».

³ La flessibilità del mercato del lavoro può essere dunque intesa in due modi fra loro complementari: flessibilità dal lato dei salari e flessibilità dal lato contrattuale. Mentre nel primo caso, la deregolamentazione statale attribuisce all'offerta maggiore facoltà di stabilire il livello del salario, nel secondo la libertà di contrattazione attiene agli altri aspetti del contratto, come quelli relativi ai meccanismi di ingresso e di uscita della forza lavoro impiegata (Pacella *et al.* 2014).

contrattazione salariale (Calmfors e Horn 1986); b) elevato potere contrattuale dei lavoratori (Blanchard e Giavazzi 2000); c) e scarsa mobilità del fattore lavoro (Blanchard *et al.* 1992, Hamermesh e Pfann 1996, Bertola *et al.* 2001). Elementi che combinati fra loro allontanano il sistema dall'equilibrio di lungo periodo, in cui le risorse sono pienamente e correttamente allocate. Al fine di eliminare tali distorsioni, l'approccio dominante propone di conferire alle imprese maggiore discrezionalità sia in termini di negoziazione che di licenziamento, nonché di lasciare il mercato del lavoro libero dalle ingerenze statali che ne possono causare l'irrigidimento (Bertola e Rogerson 1997, Scarpetta 1998).

1. Flessibilità e liberalizzazione del mercato del lavoro nell'Eurozona

Per esaminare gli interventi di liberalizzazione del mondo del lavoro, in questa sede faremo riferimento agli indici di protezione del lavoro elaborati dall'OCSE (2004) e ai tassi di sindacalizzazione. Da una prima rapida analisi delle tabelle proposte notiamo come tutti i Paesi dell'Eurozona⁴ – al netto di Irlanda e Francia – abbiano sperimentato una sostanziale diminuzione dei livelli di tutela dei lavoratori; ciò che rileva fra essi, piuttosto, è l'intensità delle contrazioni individuali e la dinamica dei rapporti di forza fra lavoratori precari e lavoratori a tempo indeterminato.

Ma veniamo all'esame specifico dei dati. Per quanto concerne l'EPL (tabella 1), i decrementi più significativi sono stati registrati certamente dai Paesi periferici⁵, che nel periodo 1985-2013 hanno conosciuto una contrazione relativa del 40,15%, planando da 3,91 punti a un livello di protezione medio complessivo di 2,34. Parzialmente diverso è stato, invece, l'*output* dei Paesi centrali⁶, i quali nello stesso arco temporale hanno ceduto "solo" il 21,56%, passando da 2,69 punti a un livello di protezione medio complessivo di 2,11. Così facendo, nell'arco di un trentennio il gap preesistente nei livelli medi di protezione fra le due macroaree si è praticamente

⁴ Precisiamo che l'analisi si concentra sui soli Paesi costitutivi dell'area monetaria comune.

⁵ Ci riferiamo nello specifico a Grecia, Italia, Portogallo e Spagna.

⁶ Ci riferiamo ad Austria, Belgio, Finlandia, Francia, Germania e Olanda.

azzerato, uniformando il quadro normativo sulla disciplina del lavoro nell'intera Eurozona.

A livello individuale, invece, notiamo come l'EPL abbia fatto registrare i decrementi più consistenti in Germania (-1,89), Portogallo (-1,70), Italia (-1,67) e Grecia (-1,62); mentre sia aumentato, seppur leggermente, in Irlanda (+0,16) e Francia (+0,18).

Tabella 1 - Scostamento assoluto e relativo dell'indice sintetico di protezione del lavoro (EPL)⁷ nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1985-2013.

Paese	EPL 1985	EPL 2013	Variazione assoluta	Variazione relativa %
Austria	2,03	1,84	-0,19	-9,36
Belgio	3,24	2,14	-1,10	-33,95
Finlandia	2,02	1,87	-0,15	-7,43
Francia	2,83	3,01	+0,18	+6,36
Germania	3,79	1,91	-1,88	-49,60
Grecia	3,80	2,19	-1,61	-44,21
Irlanda	0,85	1,02	+0,17	+20,00
Italia	4,01	2,34	-1,67	-41,65
Lussemb.*	3,00	3,00	0	0
Olanda	2,23	1,88	-0,35	-15,70
Portogallo	4,19	2,50	-1,69	-40,33
Spagna	3,65	2,31	-1,34	-36,71
Centro	2,69	2,11	-0,58	-21,56
Periferia	3,91	2,34	-1,57	-40,15

Fonte: Ns. elaborazioni su dati OCSE (2016). *2008-2013.

Particolarmente significativo e interessante è poi il trend assunto dalle sub-componenti elementari dell'EPL: difatti, esso consente di valutare separatamente il contributo fornito dagli indici categoriali allo smantellamento del sistema nazionale di tutela del lavoro. Dall'analisi degli andamenti comparati (tabella 2 e 3), rileviamo, fra le due aree, un indirizzo di politica economica chiaramente diverso. Nello specifico,

⁷ I dati si riferiscono alla versione 1 dell'EPL che copre la finestra temporale più ampia: dal 1985 al 2013. È necessario, tuttavia, rilevare che da qualche anno l'OCSE non fornisce più i valori relativi all'indice sintetico di protezione dei lavoratori, ma predispone solo le tabelle relative ai suoi due sub-fattori, ovvero l'EPRC e l'EPT.

mentre nelle periferie il crollo delle tutele è da ascrivere in modo complementare – sebbene non equamente proporzionale – a entrambi gli indici, nei Paesi centrali il decremento medio dei livelli complessivi di tutela è da addebitarsi soprattutto alla dinamica assunta dalla disciplina del lavoro precario; al contrario, la struttura dei diritti acquisiti dai lavoratori a tempo indeterminato non ha subito grandi mutamenti.

L'attacco normativo più deciso e profondo è stato, dunque, portato all'indice di protezione del lavoro a termine, che nel caso di Germania (-3,87), Italia (-3,25) e Grecia (-2,50), è crollato rispettivamente, in termini relativi, del 77,40%, 61,90% e 52,63%. Discreti incrementi dell'EPT sono stati rilevati soltanto in Francia (+0,51), Irlanda (+0,38) e Finlandia (+0,31), che hanno fatto registrare scostamenti relativi rispettivamente del +18,62%, +152,0%⁸ e del +24,80%. A livello macro, invece, le due aree hanno fatto entrambe segnare *output* negativi anche se caratterizzati da intensità diverse: in particolare, mentre i Paesi periferici hanno conosciuto un decremento relativo delle tutele del lavoro a termine pari al 49,53%, quelli centrali si sono fermati a una variazione un po' più contenuta ed equivalente al 33,93%.

Non molto dissimile è stato anche l'andamento dell'indice di tutela del lavoro a tempo indeterminato, dove le performance assolute più "virtuose" in termini di aumento della flessibilità sono state registrate da Portogallo (-1,82), Spagna (-1,50) e Grecia (-0,73), che hanno fatto segnare decrementi relativi rispettivamente del 36,40%, 42,25% e del 25,61%. Al contrario, gli unici irrigidimenti normativi – sebbene molto marginali – sono stati appannaggio di Germania (+0,10) e Belgio (+0,04), che si sono contraddistinte per variazioni relative rispettivamente del +3,88% e del +2,16%.

Come anticipato, la differenza sostanziale fra l'andamento dell'EPRC e dell'EPT risiede nella dinamica assunta a livello aggregato dal primo: difatti, mentre i Paesi periferici sono stati caratterizzati da un decremento medio relativo considerevole ed equivalente al 29,10%, i Paesi centrali hanno subito una contrazione di appena 8,43 punti percentuali.

⁸ Una variazione solo apparentemente elevata, e giustificata in larga misura dal basso valore iniziale di riferimento, equivalente a 0,25.

Tabella 2 - Scostamento assoluto e relativo dell'indice di protezione del lavoro a termine nei Paesi dell'Eurozona (EPT), nel periodo 1985-2013.

Paese	EPT 1985	EPT 2013	Variazione assoluta	Variazione relativa %
Austria	1,31	1,31	0	0
Belgio	4,63	2,38	-2,25	-48,60
Finlandia	1,25	1,56	+0,31	+24,80
Francia	3,06	3,63	+0,57	+18,63
Germania	5,00	1,13	-3,87	-77,40
Grecia	4,75	2,25	-2,50	-52,63
Irlanda	0,25	0,63	+0,38	+152,00
Italia	5,25	2,00	-3,25	-61,90
Lussemb.*	3,75	3,75	0	0
Olanda	1,38	0,94	-0,44	-31,88
Portogallo	3,38	1,81	-1,57	-46,45
Spagna	3,75	2,56	-1,19	-31,73
Centro	2,77	1,83	-0,94	-33,94
Periferia	4,28	2,16	-2,12	-49,53

Fonte: Ns. elaborazioni su dati OCSE (2016). *2008-2013.

Tabella 3 - Scostamento assoluto e relativo dell'indice di protezione del lavoro a tempo indeterminato (EPRC) nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1985-2013.

Paese	EPRC 1985	EPRC 2013	Variazione assoluta	Variazione relativa %
Austria	2,75	2,37	-0,38	-13,81
Belgio	1,85	1,89	+0,04	+2,16
Finlandia	2,79	2,17	-0,62	-22,22
Francia	2,59	2,38	-0,21	-8,11
Germania	2,58	2,68	+0,10	+3,88
Grecia	2,85	2,12	-0,73	-25,61
Irlanda	1,44	1,40	-0,04	-2,78
Italia	2,76	2,68	-0,08	-2,90
Lussemb.*	2,25	2,25	0	0
Olanda	3,07	2,82	-0,25	-8,14
Portogallo	5,00	3,18	-1,82	-36,40
Spagna	3,55	2,05	-1,50	-42,25
Centro	2,61	2,39	-0,22	-8,43
Periferia	3,54	2,51	-1,03	-29,10

Fonte: Ns. elaborazioni su dati OCSE (2016).

La forte diminuzione dei livelli di tutela dei lavoratori ha inciso negativamente anche sul potere contrattuale delle organizzazioni sindacali, determinando una contrazione significativa dell'indice di sindacalizzazione (o di partecipazione sindacale), che può essere interpretato come una misura dell'influenza delle organizzazioni sindacali all'interno dei processi decisionali di politica economica⁹.

Tabella 4 - Scostamenti netti assoluti degli indici di sindacalizzazione (in %) nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1985-2013.

Paese	1985	2013	Variazione assoluta
Austria	52,06	27,84	-24,22
Belgio	49,65	55,11	+5,46
Finlandia	69,08	69,04	-0,04
Francia	13,61	7,72	-5,89
Germania	34,67	18,13	-16,54
Grecia	37,62	21,52	-16,10
Irlanda	54,18	29,59	-24,59
Italia	42,49	37,29	-5,20
Lussemb.*	52,11	32,81	-19,30
Olanda	27,72	17,76	-9,96
Portogallo*	44,61	18,93	-25,68
Spagna	12,60	16,88	+4,28
Centro	42,70	32,63	-10,07
Periferia	34,33	23,66	-10,67

Fonte: Ns. elaborazioni su dati OCSE (2016). *Periodo 1985-2012.

Dalla tabella 4 evinciamo innanzitutto come non vi sia alcuna differenza significativa fra le due macroaree di riferimento: nel periodo considerato i Paesi periferici e centrali hanno conosciuto decrementi medi aggregati pressappoco equivalenti. Più rilevanti sono invece i differenziali a livello individuale: a tal proposito, fra i 12 Paesi dell'Eurozona, solo Belgio e Spagna si sono caratterizzati per incrementi, seppur marginali, del tasso di partecipazione sindacale, mentre tutti gli altri hanno fatto segnare decrementi dell'indicatore. In particolare, i cambiamenti di struttura socio-economica più significativi hanno interessato

⁹ Dove quest'ultimo esprime il rapporto fra il numero dei lavoratori dipendenti iscritti agli enti sindacali e il totale della forza lavoro occupata.

Portogallo (-25,68%), Irlanda (-24,59%), Austria (-24,22%) e Germania (-16,54%); mentre i mutamenti meno profondi possono essere ascritti ai modelli sociali di Finlandia (-0,04%), Italia (-5,20%) e Francia (-5,89%). Gli unici Paesi caratterizzati da trend in crescita sono stati, invece, Belgio (+5,46%) e Spagna (+4,28%), anche se bisogna considerare che quest'ultima presentava nel 1985 il livello di sindacalizzazione più basso dell'Eurozona (12,60%). Se esaminiamo i semplici dati grezzi, rileviamo il pesante dato registrato dalla Germania, che nonostante un incremento sostenuto dell'occupazione¹⁰, ha perso ben 1,563 milioni di lavoratori sindacalizzati. Una "desindacalizzazione" senza eguali, che chiarisce come il Paese *core* dell'Eurozona abbia posto in essere uno dei più severi programmi di abbattimento dei diritti dei lavoratori.

2. Competitività e dinamica salariale

La seconda architrave del ragionamento neoclassico concentra, invece, la sua attenzione sulla dinamica assunta dai salari dei lavoratori dipendenti. Secondo i principali esponenti dell'ortodossia economica l'eccessiva rigidità salariale non consentirebbe di riassorbire efficacemente gli shock esterni, col risultato di ostacolare la ripresa del sistema economico (Blanchard e Muet 1993, Black 2010, Estrada *et al.* 2013). Quindi, l'unico modo per le periferie dell'Eurozona di incrementare la competitività delle proprie merci, non potendo nel breve periodo operare sugli aspetti strettamente qualitativi, sarebbe quello di agire sul costo (unitario) del lavoro¹¹, con particolare accento sui salari nominali (Felipe e Kumar 2011).

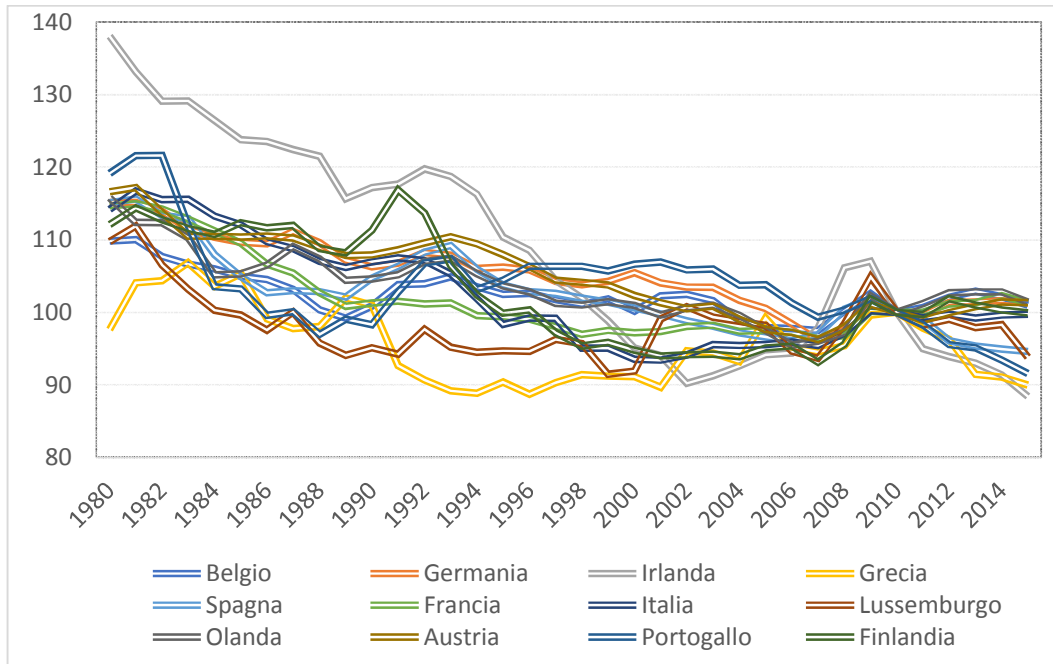
Al fine di verificare tale asserzione, analizziamo l'andamento comparato del costo unitario reale del lavoro per i Paesi dell'Eurozona nel periodo 1980-2015 (figura 1). Ad esclusione della sola Irlanda, che fa registrare una variazione molto forte, i restanti Paesi presentano livelli di partenza abbastanza omogenei e sentieri dinamici piuttosto simili. Tutti i Paesi hanno conosciuto una riduzione del costo del lavoro.

¹⁰ Nello specifico, nel periodo 1985-2013 il tasso di occupazione è passato dal 65% al 73,5%.

¹¹ Il costo unitario del lavoro costituisce la misura di competitività più largamente riconosciuta e utilizzata in letteratura (Felipe 2005).

Questa ulteriore specificazione consente di escludere che il costo reale del lavoro possa essere la discriminante principale dei livelli di competitività; tuttavia, non chiarisce a pieno la struttura delle sue sub-componenti principali: il salario e la produttività del lavoro¹².

Figura 1 - Andamento comparato del costo reale unitario del lavoro (2010 = 100) nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1980-2015.



Fonte: dati Ameco (2016).

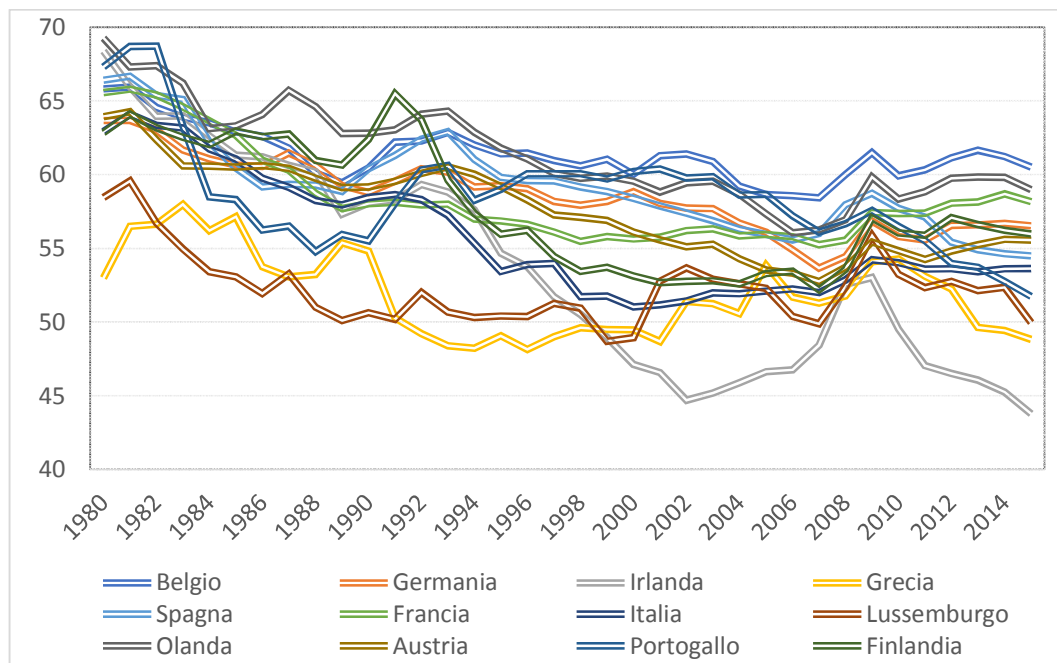
Al fine di rappresentare i salari, consideriamo l'andamento della c.d. quota salari, che ci permette di valutare in modo abbastanza obiettivo i cambiamenti dei rapporti di forza fra capitale e lavoro all'interno dei modelli di produzione nazionale.

Difatti, a differenza della semplice dinamica salariale, essa consente di apprezzare l'eventuale trasposizione di risorse a vantaggio dei profitti della classe imprenditoriale (Levrero e Stirati 2005, Perri 2009, Stirati 2011, Tridico 2015a). Per conseguire un indice comparabile longitudinalmente, abbiamo introdotto la sua

¹² In questa specifica sede omettiamo l'analisi del cuneo fiscale, ovvero dei contributi previdenziali e sociali a carico dei lavoratori e delle imprese.

versione corretta per il numero dei lavoratori autonomi, che ci consente di depurare la quota salari da eventuali distorsioni determinate dalla maggiore o minore influenza dei lavoratori muniti di partita IVA¹³.

Figura 2 - Andamento comparato della quota salari corretta per il lavoro autonomo nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1980-2015.



Fonte: dati Ameco (2016).

Dalla figura 2 emerge chiaramente come tutti i Paesi esaminati abbiano registrato un andamento discendente e costante della quota salari¹⁴, che ha conosciuto un unico rimbalzo positivo in prossimità dello scoppio della crisi¹⁵. In media i Paesi periferici hanno sperimentato una maggiore caduta della quota salari sul

¹³ Difatti, spesso i lavoratori autonomi sono inseriti in realtà imprenditoriali di piccole dimensioni, caratterizzate da un basso livello medio di produttività (Kumar e Felipe 2011).

¹⁴ A riguardo, particolarmente interessante è lo studio condotto da Jayadev (2007), che analizza il legame fra la progressiva apertura agli scambi internazionali e il rapido decremento della quota salari in 80 Paesi sviluppati e in via di sviluppo, per il periodo 1970-2001. L'analisi econometrica chiarisce come la crescente integrazione internazionale abbia – a causa della maggiore mobilità del fattore capitale – influenzato significativamente la distribuzione del reddito all'interno delle economie nazionali, danneggiando i percettori di reddito da lavoro dipendente.

¹⁵ Si tratta di un'anomalia apparente, determinata dallo shock di capacità produttiva intervenuto nel biennio 2008-2009, che ha fatto crollare il denominatore della frazione.

reddito rispetto ai Paesi del nucleo. Difatti, mentre i primi hanno lasciato sul terreno 10,21 punti percentuali, ovvero lo 0,29% annuo, i secondi si sono fermati a una contrazione del 5,76%, con un decremento annuo equivalente allo 0,16%. La principale inferenza logica di tale dinamica è la redistribuzione delle quote del reddito nazionale a favore dei detentori del fattore capitale. Una circostanza che cozza fortemente con la convinzione liberista secondo cui il problema ultimo del mercato del lavoro europeo sarebbe da ravvisarsi nella sua struttura sclerotica e nella repentina crescita dei costi del lavoro.

3 La deregolamentazione aiuta? Un'analisi empirica sulla relazione fra istituzioni del lavoro e occupazione

Se in precedenza ci siamo limitati alla valutazione qualitativa del mercato del lavoro e degli schemi legislativi a protezione dei lavoratori, in questa sezione proveremo a determinare se possa essere ravvisato o meno un nesso di causalità diretta fra i principali indicatori delle istituzioni del mercato del lavoro e quattro indici occupazionali: tasso di disoccupazione totale, tasso di occupazione totale, tasso di disoccupazione giovanile e tasso di occupazione giovanile.

Negli ultimi decenni, molteplici sono stati gli studi che hanno provato a indagare la presenza o meno di un nesso di dipendenza fra gli indici di protezione del lavoro e i tassi di disoccupazione e occupazione del lavoro. In particolare, agli inizi degli anni '90, una parte rilevante della letteratura economica concentrava la sua attenzione sulle possibili cause del gap di disoccupazione fra Europa e Stati Uniti. Secondo la visione allora prevalente i più elevati tassi di disoccupazione europei erano da ascrivere principalmente a una maggiore rigidità del mercato del lavoro, determinata dalla presenza di un numero elevatissimo di vincoli e restrizioni a danno degli imprenditori (Scarpetta 1996, Elmeskov *et al.* 1998, FMI 2003, Kugler e Pica 2004).

Una condizione che fu presto ribattezzata con il termine di "eurosclerosi" (Bentolila e Bertola 1990). Numerosi studi *cross-country* su dati aggregati hanno

mostrato come un incremento degli indici di protezione del lavoro favorisse una contrazione dei livelli occupazionali e accrescesse la massa dei disoccupati (Lazear 1990, Blanchard e Wolfers 2000, Heckman e Pagés-Serra 2000, Bernal-Verdugo *et al.* 2012). Tuttavia, tale approccio non ha dominato a lungo l'indirizzo di ricerca economica sul tema; difatti, la stessa OCSE (1999 e 2004) che in un primo momento ne aveva avallato la significatività, ha successivamente rivisto in modo piuttosto critico le sue raccomandazioni, escludendo la possibilità che fra EPL e disoccupazione vi possa essere una relazione robusta e cogente.

Verso la fine degli anni '90 molte analisi hanno iniziato a discostarsi dall'idea di "eurosclerosi", adottando una diversa linea di pensiero. In particolare, un importante filone di studi, che si è concentrato sul collegamento specifico fra deregolamentazione e stock e flussi occupazionali, ha rilevato un nesso di causalità del tutto marginale e a volte contraddittorio, se non addirittura assente (Baker *et al.* 2005, Garibaldi e Violante 2005, Blanchard 2006a, Baccaro e Rei 2007, Vergeer e Kleinknecht 2012, Boeri e Van Ours 2013¹⁶).

Con riferimento invece ai regressori implementati, nel modello proposto i tassi di disoccupazione e di occupazione totali e giovanili saranno funzione di due macrogruppi di variabili indipendenti: un set di variabili macroeconomiche di controllo e un set di indicatori istituzionali relativi al mercato del lavoro, entrambi riferiti al periodo 1990-2013.

Le variabili macroeconomiche di controllo comprendono: gli investimenti fissi lordi totali in percentuale del PIL, il logaritmo naturale del PIL pro-capite (espresso in US\$, PPP), il saggio di interesse reale, l'indice dei prezzi al consumo (CPI), il logaritmo naturale dei salari medi reali dei lavoratori dipendenti (espressi in US\$, PPP) e l'incidenza dei giovani con età da 0 a 14 anni sulla popolazione totale. Gli investimenti,

¹⁶ I due economisti raccolgono una serie di studi, dal 1988 al 2005, sugli effetti dell'EPL sugli stock/flussi occupazionali. Nello specifico, con riguardo agli stock di occupazione e disoccupazione, in 9 casi (su un totale di 13) le stime restituiscono risultati indeterminati, in 3 casi una maggiore flessibilità del lavoro sembra addirittura peggiorare il quadro occupazionale e in un solo caso la precarizzazione favorisce una diminuzione della disoccupazione. Con riguardo ai flussi, in tutti i 6 casi esaminati una maggiore flessibilità del lavoro favorisce la riduzione del numero dei disoccupati, mentre in sole due occasioni essa si riflette positivamente sull'occupazione. Nei restanti, il rapporto di correlazione risulta due volte indeterminato e in due circostanze l'aumento della flessibilità riduce l'occupazione.

il PIL pro-capite e l'inflazione hanno lo scopo di catturare l'effetto di breve periodo del ciclo economico; in particolare, una diminuzione del reddito – in accordo con la legge di Okun – e dello stock di investimento dovrebbe incidere negativamente sul tasso di disoccupazione, provocando un incremento del numero dei disoccupati. L'indice dei prezzi al consumo, invece, dovrebbe essere inversamente associato al tasso di disoccupazione poiché, coerentemente con la relazione stabilita dalla curva di Phillips, nel breve periodo inflazione e disoccupazione sono negativamente correlate; e l'inflazione influisce direttamente sulla dinamica dell'indice dei prezzi al consumo.

Venendo al saggio di interesse reale, esso dovrebbe essere associato positivamente al tasso di disoccupazione; difatti essendo uno dei vettori fondamentali dell'accumulazione di capitale, un suo aumento potrebbe scoraggiare gli investimenti delle imprese e favorire il licenziamento progressivo della forza lavoro impiegata (Baker *et al.* 2005). I salari dei lavoratori dipendenti ci permettono di verificare se effettivamente un livellamento verso l'alto delle retribuzioni, soprattutto in periodi di recessione economica, possa ostacolare il riassorbimento della disoccupazione involontaria. Utilizziamo il dato sulle retribuzioni reali per avere un risultato più robusto e significativo in termini di implicazioni di politica economica. Infine, allo scopo di rappresentare i cambiamenti nella struttura demografica nei modelli con occupazione e disoccupazione giovanile, includiamo il peso relativo (sulla popolazione totale) dei giovani con età compresa fra 0 e 14 anni.

Con riferimento alle variabili istituzionali, il gruppo prescelto include: il livello delle tutele dei lavoratori a tempo indeterminato (EPRC), il livello delle tutele dei lavoratori a termine (EPT), il tasso di sindacalizzazione (UD), il grado di dualismo fra lavoratori "garantiti" e lavoratori precari e la presenza o meno del salario minimo.

In primo luogo, un elevato grado di tutele a favore dei lavoratori a tempo indeterminato e a termine, secondo l'approccio ortodosso, è associato a una minore capacità del sistema di rispondere a shock repentini della domanda e/o dell'offerta. Difatti, secondo l'approccio neoclassico il mercato del lavoro è assimilabile al mercato delle merci; dunque, i livelli occupazionali sono

determinati dal mero incontro fra la curva di domanda di lavoro delle imprese e la curva di offerta di lavoro dei salariati. Se nel mercato vige perfetta concorrenza e i lavoratori accettano un salario esattamente equivalente alla produttività marginale del loro lavoro, la piena occupazione è assicurata. In tal senso, una diminuzione complessiva delle tutele dei lavoratori dovrebbe spingere quest'ultimi ad accettare salari mediamente più bassi e "corretti", evitando distorsioni del mercato del lavoro e riducendo la disoccupazione. Ma non solo; una maggiore flessibilità – sia in entrata che in uscita – dovrebbe consentire alle imprese di ottimizzare i propri processi produttivi e di affrontare più efficientemente i periodi di shock dal lato della domanda e/o dell'offerta.

Parallelamente, gli elevati tassi di sindacalizzazione, incidendo positivamente sulla forza contrattuale dei lavoratori, dovrebbero avere l'effetto di spingere i salari verso l'alto e, dunque, di non consentire il riassorbimento della disoccupazione. Il grado di dualismo del lavoro calcolato secondo la formula fornita dall'OCSE (2004)¹⁷, risponde, invece, all'esigenza di verificare se un incremento della competizione fra lavoratori c.d. "protetti" e non garantiti possa incidere in qualche modo sul livello di disoccupazione/occupazione.

Infine, consideriamo l'effetto della presenza o meno di un salario minimo garantito dallo schema legislativo nazionale, che rappresentiamo con l'ausilio di una variabile *dummy*. Difatti, secondo parte della letteratura *mainstream*, l'implementazione di un salario minimo può avere effetti negativi sui livelli occupazionali, in quanto scoraggia le assunzioni da parte delle imprese, con particolare pregiudizio per i lavoratori più giovani e con basse qualifiche professionali (Neumark e Wascher 2006, Clemens e Wither 2014). Procediamo dunque alla costruzione di un *data panel* (non bilanciato) comprensivo di 11 Paesi¹⁸, per una finestra temporale di 24 anni, dal 1990 al 2013. Per la scelta del modello abbiamo testato le seguenti tre ipotesi che mettono a confronto modelli *panel* OLS, con effetti fissi e con effetti casuali:

¹⁷ $[(EPRC-EPT)/EPT]$.

¹⁸ Abbiamo escluso il Lussemburgo a causa dell'insufficienza di dati disponibili.

I. significatività congiunta delle differenti medie dei gruppi:

h_0 OLS contro h_1 Effetti casuali

II. significatività del test del moltiplicatore lagrang. di Breusch-Pagan (1980):

h_0 OLS contro h_1 Effetti casuali

III. significatività del test di specificazione di Hausman (1978):

h_0 Effetti casuali contro h_1 Effetti fissi

In tutti i casi analizzati di seguito, la scelta ricade sul modello con effetti casuali; difatti da un lato il test del moltiplicatore lagrangiano di Breusch-Pagan e il test sulle medie dei gruppi ci informano che la non significatività degli effetti *random* è decisamente rigettata; dall'altro, il test di Hausman avalla, a un buon livello di significatività, la consistenza dello stimatore GLS. Una scelta giustificata anche dalle particolari caratteristiche dei modelli con effetti casuali, che consentono di stimare efficientemente l'influenza di variabili esplicative *time-invariant*, come gli indici di protezione del lavoro (OCSE 1999, Addison e Teixeira 2005, Bell e Jones 2015).

Per ciascuna variabile dipendente sono stati sviluppati cinque modelli GLS, che prevedono l'implementazione progressiva di tutte le variabili istituzionali oggetto di studio. L'obiettivo è quello di replicare e aggiornare le stime ottenute dagli studi che hanno utilizzato lo stesso strumento di calcolo, in modo da valutare la coerenza rispetto alla nostra ipotesi di ricerca (OCSE 1999 e 2004, Amable *et al.* 2006 e 2007, Laporšek e Primož 2012, Tridico 2014).

Cominciamo con l'esaminare l'*output* ottenuto per il tasso di disoccupazione totale. Dalla tabella 5 emerge che quest'ultimo è correlato negativamente con gli investimenti, il PIL pro-capite e il grado di dualismo del mercato del lavoro; e positivamente con il saggio di interesse reale e l'indice dei prezzi al consumo. Nessuna associazione è, invece, presente con le istituzioni del lavoro. L'unica connessione rilevante è ravvisabile col livello di dualismo del lavoro, che sembra favorire una diminuzione della disoccupazione.

Per quanto riguarda, invece, il tasso di occupazione totale, dalla tabella 6 rileviamo che esso risulta correlato positivamente con gli investimenti, il PIL pro-capite, l'indice dei prezzi al consumo, il dualismo del mercato del lavoro e la presenza del salario minimo; e negativamente correlato con il livello di protezione dei lavoratori a tempo indeterminato, con il grado di protezione dei lavoratori precari e con i salari medi. In sintesi, sembra che una diminuzione delle tutele a favore dei lavoratori a tempo indeterminato e a termine consenta complessivamente di aumentare i livelli occupazionali. Tuttavia, è interessante notare come l'introduzione del dualismo del mercato del lavoro nel modello 4 e 5 determini una perdita di significatività sia per l'EPRC che per l'EPT, giustificando invece l'adozione di politiche del lavoro più rigide, in termini di salario minimo e tasso di sindacalizzazione. Per quanto riguarda i salari medi, invece, il coefficiente di regressione è correlato negativamente all'occupazione, anche se a un livello di significatività del 10%.

Esaminiamo adesso il mercato del lavoro giovanile. Per quanto concerne il tasso di disoccupazione giovanile, esso risulta correlato positivamente con il saggio di interesse reale, l'indice dei prezzi al consumo, il livello di protezione dei lavoratori precari e il tasso di sindacalizzazione; e negativamente con gli investimenti, il PIL pro-capite e il dualismo del mercato lavoro (tabella 7). Inoltre, in un solo caso (modello 5) ravvisiamo un rapporto di correlazione inversa fra disoccupazione giovanile e grado di protezione dei lavoratori a tempo indeterminato, con un livello di significatività del 5%. Nessun grado di associazione è invece identificabile con la presenza del salario minimo e del salario medio. A una prima analisi, l'aumento di parte degli indici del lavoro sembra effettivamente operare a danno della forza lavoro più giovane.

Tuttavia, il quadro cambia se consideriamo il tasso di occupazione giovanile. Dalla tabella 8 rileviamo che esso risulta correlato positivamente con gli investimenti, il PIL pro-capite, l'indice di protezione del lavoro a termine e il dualismo del mercato del lavoro; e negativamente con il tasso di interesse reale, l'indice dei prezzi al consumo e i salari medi. L'incremento del grado di dualismo, dunque, come per il caso aggregato affrontato nella tabella 6, favorisce l'aumento dell'occupazione.

Inoltre, in un solo modello (5) ravvisiamo un rapporto di correlazione diretta fra l'indice di protezione del lavoro a tempo indeterminato e il tasso di occupazione giovanile, con un livello di significatività del 5%. Nessuna relazione statisticamente significativa è invece riscontrabile con i livelli di sindacalizzazione e il salario minimo. I salari medi, invece, sono correlati negativamente con la dinamica occupazionale, e con un livello di significatività molto elevato ed equivalente all'1%. Il segno dei coefficienti di correlazione è così rovesciato; difatti, in questa circostanza l'aumento del grado di protezione dei lavoratori a termine è addirittura associato a un miglioramento dei livelli occupazionali dei lavoratori più giovani.

Il nostro tentativo di replicare i risultati dei principali studi sul tema ha dato, dunque, esiti abbastanza contrastanti¹⁹. È necessario, però, precisare che gli indici di protezione del lavoro presentano anche alcune particolari criticità. In particolare, da un lato essi non tengono conto dell'effettiva composizione dell'occupazione, ovvero delle differenze insite nel mercato del lavoro di ciascun Paese; e dall'altro possono sottostimare o sovrastimare in modo non trascurabile le decisioni di politica economica in materia di tutela dei lavoratori.

Difatti, gli indici di protezione sono costruiti sulla base di un questionario che non ascrive alcun peso alla struttura interna dell'occupazione; una condizione che non consente di rappresentare la realtà in modo perfettamente fedele e coerente. Ma non è tutto; un altro problema rilevante deriva dalla distribuzione dei pesi, che sembra del tutto arbitraria e non rispondente ad alcun criterio specifico²⁰. In

¹⁹ Un risultato comunque consistente con le stime ottenute da Laporšek e Primož (2012) su 20 Paesi dell'UE nel periodo 1990-2008. Difatti, quest'ultimi trovano per l'EPL un coefficiente negativo e significativo nel caso dell'occupazione totale e un coefficiente statisticamente non significativo per la disoccupazione totale.

²⁰ Ad esempio, mentre il numero massimo dei rinnovi consecutivi dei contratti a termine impatta nella misura di 1/8 sull'indice di tutela dei lavoratori precari, l'indennità dovuta in caso di illegittimo licenziamento incide nella misura di 1/12 sull'indice di tutela dei lavoratori a tempo indeterminato. Quindi, l'OCSE considera in modo quasi equivalente le due disposizioni normative, ascrivendo alla prima un peso addirittura maggiore. Tuttavia, Del Conte *et al.* (2003) segnalano che se il risarcimento corrisposto in luogo di un eventuale licenziamento rappresenta certamente un elemento di rigidità, poiché pone un freno alla discrezionalità dei datori di lavoro in tema di licenziamento, lo stesso non può dirsi per i limiti imposti dalla normativa giuslavorista al numero massimo di rinnovi applicabili ai contratti a termine. Difatti, molto sembra dipendere dalle figure professionali coinvolte e dagli elementi strutturali del mercato del lavoro. In particolare, nei Paesi caratterizzati da elevati tassi di disoccupazione, l'imposizione di un limite massimo ai rinnovi dei contratti precari può essere facilmente aggirato facendo ricorso all'enorme bacino di offerta di lavoro presente sul mercato. In questo senso,

definitiva, rileviamo due principali problemi legati alla costruzione degli indici di protezione del lavoro: uno di carattere puramente metodologico e uno legato alla rappresentazione del quadro storico politico-istituzionale (Del Conte *et al.* 2003).

In ogni caso, pur se volessimo accettare aprioristicamente la significatività delle stime ottenute e quindi la consistenza e la coerenza degli indici, non potremmo definire con certezza l'effetto sulla composizione dell'occupazione. Ad esempio, un aumento del dualismo del mercato del lavoro e della protezione del lavoro potrebbe avere sì effetti positivi sulle dinamiche occupazionali, ma allo stesso tempo potrebbe anche peggiorare la qualità degli impieghi.

A riguardo, secondo Boeri (2011) un maggior livello di dualismo da un lato accresce la quota relativa dei lavoratori a tempo determinato, e dall'altro riduce le probabilità di transizione verso impieghi più stabili, accentuando le divergenze salariali fra i neoassunti con contratti a termine e i lavoratori strutturati di lungo periodo. L'unico effetto positivo sarebbe la creazione di maggiori posti di lavoro precari – noto anche come effetto *honeymoon* – durante i periodi di espansione del ciclo economico (Boeri e Garibaldi 2007). Una relazione che potrebbe essere qualificata anche dal segno assunto dai salari medi nel caso dell'occupazione giovanile e totale. Difatti, il rapporto di causazione fra salari medi e tassi occupazionali potrebbe essere invertito; ovvero, in luogo di un aumento dell'occupazione (soprattutto giovanile²¹), potrebbe verificarsi un decremento dei salari medi. Ciò potrebbe avallare l'ipotesi da noi avanzata secondo cui una diminuzione della rigidità del lavoro sarebbe correlata a un incremento dei posti di lavoro precari e/o part-time a bassa retribuzione, in particolare per i più giovani²².

L'utilizzo degli indici parziali può sembrare più opportuno, poiché evita alcune distorsioni create dalla procedura di aggregazione.

²¹ Non a caso, la significatività del coefficiente risulta migliore nel caso dell'occupazione giovanile.

²² Nello specifico, se consideriamo l'incidenza percentuale dei contratti part-time involontari sul totale dell'occupazione dei giovani (15-24 anni) nel periodo 1990-2013, notiamo come nei Paesi periferici essa sia cresciuta esponenzialmente, passando da una media del 2,4% a una media del 18,3%. Variazioni elevate si sono registrate anche per Irlanda e Finlandia, che hanno conosciuto un incremento assoluto rispettivamente di 10,8 e 6,5 punti percentuali (Ns. elaborazioni su dati OCSE 2016). Inoltre, un recente studio di Gebel e Giesecke (2016), utilizzando un set di micro-dati sulla forza lavoro di 19 Paesi europei per il periodo 1999-2012, ha mostrato come una riduzione dell'EPT sia correlata a un incremento del rischio di lavoro temporaneo per i lavoratori più giovani, senza alcuna incidenza sulla disoccupazione.

Una circostanza confermata anche da Tridico (2009a e 2014) e Realfonzo (2013), secondo i quali la flessibilità del lavoro potrebbe avere sia un effetto depressivo sulla domanda aggregata, via moderazione dei salari, e quindi della quota del reddito spettante ai lavoratori salariati; sia un effetto di ricomposizione della struttura del mercato del lavoro. In altre parole, la flessibilità del lavoro sembra favorire due meccanismi specifici: un processo di aggiustamento verso il basso dei salari e l'inasprimento della pressione sui lavoratori attraverso i continui cambiamenti indotti dall'offerta produttiva; due condizioni che possono a loro volta incidere negativamente sulla dinamica della produttività (Sylos Labini 2003, Kleinknecht 2008, Stirati 2008, Tridico 2009b e 2013, Antonioli e Pini 2012).

Tabella 5 - Risultati dei modelli con effetti random (GLS) per il tasso di disoccupazione totale.

Variabili	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5
<i>Costante</i>	90,5514*** (16,3084) ²³	84,5078*** (18,8724)	92,7309*** (20,5740)	111,471*** (19,9345)	111,848*** (23,2681)
<i>Investimenti</i>	-0,6967*** (0,0575)	-0,7012*** (0,0577)	-0,7091*** (0,0578)	-0,7548*** (0,0561)	-0,7490*** (0,0595)
<i>Log_PIL Pro-capite</i>	-7,1725*** (1,7192)	-6,6668*** (1,8926)	-7,5151*** (2,0596)	-8,4310*** (1,9705)	-8,9253*** (2,3472)
<i>Interesse reale</i>	0,2936*** (0,0611)	0,2960*** (0,0611)	0,2709*** (0,0643)	0,1562** (0,0658)	0,1570** (0,0661)
<i>CPI</i>	0,0729*** (0,0192)	0,0739*** (0,0194)	0,0754*** (0,0194)	0,0509*** (0,0192)	0,0497*** (0,0192)
<i>EPRC</i>	0,4883 (0,3620)	-0,4335 (0,3752)	0,3393 (0,3852)	-0,3799 (0,3955)	-0,3460 (0,3862)
<i>EPT</i>	0,3093 (0,2038)	-0,3494 (0,2137)	0,3084 (0,2169)	-0,2096 (0,2324)	-0,2398 (0,2238)
<i>UD</i>		0,0253 (0,0404)	0,0384 (0,0429)	0,0181 (0,0408)	
<i>Salario minimo</i>			1,1068 (0,8951)	-1,0518 (0,9601)	-1,1912 (0,9495)
<i>Dualismo</i>				-1,1727*** (0,2379)	-1,1726*** (0,2547)
<i>Log_Salari</i>					0,5132 (2,7287)

²³ Fra parentesi è riportato l'errore standard.

Θ (Theta)	0,9209	0,9315	0,9440	0,9404	0,9490
Significativ. medie	1,52e-072	6,27e-072	1,77e-071	1,28e-071	8,57e-071
Breusch-Pagan p.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Hausman p.	0,9663	0,9876	0,9992	0,9550	0,9942
R ²	0,4292	0,4094	0,4223	0,3838	0,4044

***p-value < 0,01; **p-value < 0,05; *p-value < 0,10.

Tabella 6 - Risultati dei modelli con effetti random (GLS) per il tasso di occupazione totale.

Variabili	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5
<i>Costante</i>	-43,1527** (17,1679)	-51,160*** (19,8201)	-46,0183** (21,5423)	-67,9389*** (21,0963)	-52,8838** (25,0986)
<i>Investimenti</i>	0,6602*** (0,0604)	0,6551*** (0,0607)	0,6492*** (0,0607)	0,7035*** (0,0577)	0,6724*** (0,0636)
<i>Log_PIL Pro-capite</i>	8,4497*** (1,8095)	9,1196*** (1,9878)	8,5808*** (2,1576)	9,6197*** (2,0738)	13,7375*** (2,4292)
<i>Interesse reale</i>	-0,1581** (0,0641)	-0,1546** (0,0642)	-0,1723** (0,0675)	-0,0376 (0,0676)	-0,0282 (0,0707)
<i>CPI</i>	0,0879*** (0,0203)	0,0892*** (0,0204)	0,0900*** (0,0204)	0,1192*** (0,0199)	0,1053*** (0,0202)
<i>EPRC</i>	-1,1884*** (0,3817)	-1,2719*** (0,3941)	-1,3684*** (0,4037)	-0,5491 (0,4143)	-0,4277 (0,4076)
<i>EPT</i>	-0,45126** (0,2144)	-0,3971* (0,2244)	-0,4211* (0,0448)	0,2001 (0,0446)	0,1065 (0,2474)
<i>UD</i>		0,0339 (0,0424)	0,0465 (0,0448)	0,0748* (0,0446)	0,0191 (0,0369)
<i>Salario minimo</i>			0,8147 (0,9384)	3,5261*** (1,007)	
<i>Dualismo</i>				1,4022*** (0,2458)	0,8569*** (0,2453)
<i>Log_Salari</i>					-4,9372* (2,8074)
Θ (Theta)	0,9269	0,9313	0,9425	0,9613	0,9021
Significativ. medie	2,12e-098	3,83e-098	1,99e-097	3,84e-102	4,75e-099
Breusch-Pagan p.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Hausman p.	0,4955	0,5255	0,8004	0,9790	0,0577
R ²	0,4423	0,4166	0,4012	0,3773	0,4974

***p-value < 0,01; **p-value < 0,05; *p-value < 0,10.

Tabella 7 - Risultati dei modelli con effetti random (GLS) per il tasso di disoccupazione giovanile.

Variabili	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5
<i>Costante</i>	120,306*** (38,2091)	99,7831** (39,6940)	54,4879 (46,1326)	247,907*** (43,4831)	111,848*** (23,2681)
<i>Investimenti</i>	-1,2891*** (0,1133)	-1,3087*** (0,1133)	-1,2696*** (0,1156)	-1,5780*** (0,1014)	-0,7490*** (0,0595)
<i>Log_PIL Pro-capite</i>	-9,1337** (3,6192)	-7,3195* (3,7414)	10,8645** (4,8544)	-13,3399*** (4,3543)	-8,9253*** (2,3472)
<i>Interesse reale</i>	0,7010*** (0,1198)	0,7141*** (0,1196)	0,7106*** (0,1184)		
<i>CPI</i>	0,2070*** (0,0402)	0,2087*** (0,0400)	0,2027*** (0,0397)	0,1636*** (0,0362)	0,0497*** (0,0192)
<i>Popolazione (0-14)</i>	-0,0399 (0,3341)	-0,1844 (0,3405)	-0,2309 (0,3489)	0,0910 (0,3288)	0,1920 (0,3199)
<i>EPRC</i>	0,4339 (0,7130)	0,2238 (0,7189)	-0,1991 (0,7471)	-2,0461 (0,7379)	-1,8596** (0,7318)
<i>EPT</i>	1,3494*** (0,4073)	1,5295*** (0,4171)	1,3930*** (0,4239)	-0,0229 (0,4386)	-0,1441 (0,4305)
<i>UD</i>		0,1370* (0,0750)	0,1898** (0,0824)	0,1069 (0,0743)	
<i>Log_salari</i>			7,8311 (5,1204)	-6,2352 (5,1586)	
<i>Dualismo</i>				-3,2124*** (0,3926)	-2,8393*** (0,4228)
<i>Salario minimo</i>					1,5661 (1,7595)
Θ (Theta)	0,9073	0,9050	0,9262	0,9184	0,9214
Significativ. medie	7,54e-083	2,46e-083	1,60e-083	7,82e-085	3,00e-083

Breusch-Pagan p.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Hausman p.	0,2943	0,0809	0,1927	0,2848	0,6082
R ²	0,4430	0,3732	0,2548	0,4366	0,5028

***p-value < 0,01; **p-value < 0,05; *p-value < 0,10.

Tabella 8 - Risultati dei modelli con effetti random (GLS) per il tasso di occupazione giovanile.

Variabili	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5
<i>Costante</i>	-147,923*** (34,9753)	-128,613** (37,2535)	-84,6097** (36,8299)	-174,314*** (37,0773)	109,160*** (36,0166)
<i>Investimenti</i>	1,0226*** (0,1000)	1,0379*** (0,1006)	1,0035*** (0,0936)	1,1308*** (0,0955)	1,1017*** (0,0980)
<i>Log_PIL Pro-capite</i>	14,6552*** (3,2831)	12,9502*** (3,4789)	25,9626*** (3,9878)	16,2890*** (3,4022)	12,0394*** (3,5333)
<i>Interesse reale</i>	-0,2266** (0,1057)	-0,2394** (0,1061)		0,0309 (1112)	0,0415 (0,1151)
<i>CPI</i>	-0,1049*** (0,0357)	-0,1059*** (0,0357)	-0,0779** (0,0334)	-0,0701** (0,0339)	-0,1093*** (0,0337)
<i>Popolazione (0-14)</i>	1,2325 (0,3095)	1,3367*** (0,3155)	1,2619*** (0,2992)	1,2010*** (0,3007)	
<i>EPRC</i>	-0,9981 (0,6482)	-0,7626 (0,6675)	-0,4067 (0,6403)	1,0039 (0,7048)	1,5092** (0,7178)
<i>EPT</i>	0,6844* (0,3611)	0,5346 (0,3727)	1,0518*** (0,36549)	1,5769*** (0,3956)	1,5144*** (0,4075)
<i>UD</i>		-0,1169 (0,0770)		-0,1466* (0,0769)	-0,0838 (0,0802)
<i>Log_salari</i>			-17,7498*** (4,4492)		
<i>Dualismo</i>				1,9993*** (0,3647)	2,1652*** (0,4187)
<i>Salario minimo</i>					0,4524 (1,7260)
Θ (Theta)	0,9453	0,9407	0,9420	0,9603	0,9645
Significativ. medie	2,73e-116	9,12e-112	7,43e-121	1,40e-114	7,85e-112

Breusch-Pagan p.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Hausman p.	0,3740	0,1881	0,0822	0,7464	0,8562
R ²	0,2957	0,2742	0,1573	0,2482	0,1764

***p-value < 0,01; **p-value < 0,05; *p-value < 0,10.

4 La relazione fra flessibilità e produttività del lavoro

Nel presente paragrafo ci occupiamo della connessione fra produttività e politiche di flessibilità del lavoro, che indaghiamo attraverso una rielaborazione dell'equazione di produttività di Sylos Labini (1984, 1993, 2004). In particolare, sulla scorta del lavoro di Lucarelli e Romano (2016), introduciamo la seguente equazione modificata riferita al periodo 1999 (trimestre 1) - 2013 (trimestre 4):

$$\begin{aligned} \Delta\pi_{ger} - \Delta\pi_{sud} = & a + b(\Delta Y_{ger}) - b_1(\Delta Y_{sud}) + c(\Delta S - \Delta P_{ma})_{ger} - c_1(\Delta S - \Delta P_{ma})_{sud} \\ & + d(\text{ulc} - p)_{ger} - d_1(\text{ulc} - p)_{sud} + e(I_t)_{ger} - e_1(I_t)_{sud} \\ & + f_0(Eprc)_{ger} - f_1(Eprc)_{sud} + g_0(Ept)_{ger} - g_1(Ept)_{sud}^{24} \end{aligned}$$

Lucarelli e Romano (2016) propongono di chiamare l'equazione come *Sylos Labini's productivity gap equation*²⁵. Le variabili considerate nell'equazione sono le seguenti: la differenza fra i tassi di crescita della produttività del lavoro per persona

²⁴ I segni dell'equazione rispettano lo schema logico di Sylos Labini e la nostra ipotesi di ricerca.

²⁵ Nel loro articolo, Lucarelli e Romano (2016) calcolano l'equazione del gap di produttività fra Germania e Italia, e includono fra le variabili esplicative l'effetto Smith, l'effetto Ricardo e gli investimenti. Per la Germania, i risultati sono coerenti con le notazioni di Sylos Labini (1984, 1993, 2004): difatti, un aumento dell'effetto Smith e dell'effetto Ricardo consente di ampliare il gap di produttività rispetto all'Italia. Per l'Italia, invece, il segno dei coefficienti è contraddittorio: in particolare, mentre i coefficienti dell'effetto Smith riducono le divergenze in termini di produttività, i coefficienti dell'effetto Ricardo sembrano ampliarle. Quindi, le ristrutturazioni tecnologiche dell'Italia sembrano operare a favore della Germania, piuttosto che del sistema produttivo italiano, confermando i sospetti degli autori circa l'esistenza di un vincolo estero di natura tecnologica. Per quanto concerne gli investimenti, invece, essi non risultano significativi per nessuno dei due Paesi considerati.

impiegata²⁶ fra Germania²⁷ e Sud Europa²⁸ ($\Delta\pi_{ger} - \Delta\pi_{sud}$); i saggi di variazione del reddito aggregato per la Germania (Smith G) e il Sud Europa (Smith Sud); il tasso di crescita del costo relativo del lavoro, ovvero la differenza dinamica fra i saggi di variazione dei salari nominali e dei prezzi dei macchinari²⁹ per la Germania (Ricardo G) e il Sud Europa (Ricardo Sud); il tasso di crescita del costo assoluto del lavoro, ovvero la differenza dinamica fra i saggi di variazione dei costi unitari del lavoro e i tassi di inflazione per la Germania (Organizz. G) e il Sud Europa (Organizz. Sud); gli investimenti per la Germania (Inv. G) e per il Sud Europa (Inv. Sud); il grado di tutela dei lavoratori a tempo indeterminato (EPRC) e a termine (EPT) per la Germania e per il Sud Europa³⁰; e infine una variabile *dummy* tesa a catturare il potenziale effetto distorsivo della crisi economica, con valore 1 nel periodo 2008-2015 e valore 0 nel periodo 1999-2007. Nella tabella 9 abbiamo riportato 8 modelli con diverse combinazioni e ritardi delle variabili esplicative descritte.

Nel modello 1 abbiamo inserito l'effetto Smith, l'effetto Ricardo (con due ritardi) e il grado di tutela dei lavoratori a tempo indeterminato. Nel modello 2 abbiamo aggiunto gli investimenti (con un ritardo). Nel modello 3, abbiamo escluso gli investimenti e introdotto l'effetto organizzazione. Nel modello 4 abbiamo reinserito l'effetto Ricardo (con un ritardo) e aggiunto un ritardo al grado di tutela del lavoro "garantito". Nei modelli 5, 6, 7 e 8 abbiamo utilizzato lo stesso schema, con la semplice sostituzione dell'indice di protezione dei lavoratori a tempo indeterminato con il livello di tutela dei lavoratori a termine. Quindi, considereremo l'EPRC e l'EPT separatamente. In tutti i modelli è stato stimato l'effetto della variabile *dummy*. Per quanto concerne l'approccio metodologico, al fine di evitare distorsioni ci siamo avvalsi del metodo dei minimi quadrati ponderati corretti per l'eteroschedasticità.

²⁶ Si tratta di una misura meno raffinata della produttività per ora lavorata ma è l'unica resa disponibile dall'OCSE.

²⁷ In accordo con le statistiche fornite dallo European Innovation Scoreboard 2017 (Hollanders e Es-Sadki 2017) assumiamo che la Germania sia il principale *hub* tecnologico dell'Eurozona.

²⁸ Come di consueto ci riferiamo alle economie periferiche (Grecia, Italia, Portogallo e Spagna), i cui valori sono stati ottenuti mediante una semplice media aritmetica delle variazioni/livelli trimestrali.

²⁹ Si intendono i prezzi dei macchinari alla produzione.

³⁰ Non disponendo di dati trimestrali, ci sembra coerente lasciare invariato il valore annuale fornito dall'OCSE lungo tutti i quattro trimestri considerati.

La statistica Durbin Watson, invece, ci informa che, a un livello di significatività dell'1%, i residui dei modelli 1, 2, 5, 6, 7, 8 non presentano alcun problema di autocorrelazione; mentre quelli dei modelli 3 e 4 fanno registrare valori ricompresi nella banda di indeterminatezza superiore (autocorrelazione negativa), ma con uno scarto non elevato rispetto al limite di accettazione, e pari rispettivamente a 0,048 e 0,043.

Veniamo ai risultati empirici dei modelli proposti. Coerentemente con le notazioni di Sylos Labini (1984, 1993, 2004), mentre per la Germania l'effetto Smith³¹ è correlato positivamente al gap di produttività, per il Sud Europa esso contribuisce a ridurre le differenze fra le due aree. Ciò risulta verificato in tutti i modelli stimati. Con riguardo all'effetto Ricardo, per la Germania l'aumento del costo relativo del lavoro è sempre correlato positivamente a un approfondimento del gap di produttività rispetto al Sud Europa; mentre, per quest'ultimo l'effetto Ricardo sembra operare a favore della produttività della Germania, risultando in un solo caso negativo al tempo t_0 e in cinque modelli positivo al tempo t_{-1} e t_{-2} .

Mentre per il Sud Europa l'effetto organizzazione non risulta statisticamente significativo, per la Germania esso è negativamente correlato alla differenza dinamica fra la produttività del lavoro delle due macroaree. Quindi, sembra che le ristrutturazioni tecnologiche del Sud Europa agiscano nella direzione di un aumento dei gap di competitività rispetto alla Germania. In altre parole, l'aumento dei costi relativi del lavoro stimola le imprese del Sud a introdurre nuove e più efficienti tecnologie produttive e a sostituire i macchinari usurati – che data la bassa spesa in ricerca e sviluppo nei settori *high tech* (BERD)³² – condurrà a un incremento del volume dei beni *knowledge intensive* importati dalla Germania. Conseguentemente, l'accresciuta domanda di importazioni stimolerà l'espansione del mercato tedesco e della sua produttività, impendendo ai Paesi periferici di colmare la distanza

³¹ Conosciuto anche come legge di Kaldor-Verdoorn (Verdoorn 1949, Kaldor 1967).

³² A riguardo, nel periodo 1991-2014 i Paesi periferici hanno fatto registrare una BERD media di appena lo 0,41%, ben al di sotto del valore assunto dalla Germania, che si è attestata sull'1,68%. Se, invece, consideriamo la media dei Paesi centrali, la BERD ha raggiunto un valore medio dell'1,41%. Infine, l'Irlanda si è posizionata su un valore più che doppio rispetto ai Paesi periferici, e pari allo 0,87%; una circostanza che giustifica anche l'esclusione dell'isola celtica dal novero delle "periferie tecnologiche".

accumulata, che tenderà invece a dilatarsi. Una tesi avvalorata anche dalla circostanza che i coefficienti dell'effetto Smith, che identificano la dimensione del mercato, sono sistematicamente più grandi per la Germania; nello specifico, la media degli scostamenti è pari a 0,4352 nel caso dell'EPRC (sezione 1) ed equivalente a 0,3557 nel caso dell'EPT (sezione 2). Il campo di variazione complessivo oscilla fra 0,1234 e 0,6809.

Per quanto concerne gli investimenti, laddove significativi, incidono negativamente sulla produttività, sia per la Germania che per il Sud Europa. La variabile *dummy* è sempre correlata negativamente al gap di produttività; dunque, la crisi economica ha contribuito a mitigare in parte le divergenze. Ma veniamo agli indici di protezione del lavoro: il segno assunto dai loro coefficienti sembra confermare le nostre ipotesi. Difatti, per la Germania il grado di tutela del lavoro a tempo indeterminato è associato positivamente al gap di produttività, mentre per il Sud Europa esso aiuta a ridurre i divari fra le due macro-regioni. Quindi, un rafforzamento delle tutele a favore del lavoro indeterminato si accompagna a migliori performance in termini di produttività. E la dimensione quantitativa dei coefficienti, ovvero l'effetto del potenziamento della normativa giuslavorista, è più forte nel caso della Germania, che quindi risente maggiormente degli shock della legislazione del lavoro. Un risultato simile, almeno per la Germania, può essere desunto anche dal livello di protezione dei lavoratori a termine. Non a caso, in due modelli su quattro, l'aumento delle tutele del lavoro precario è associato a un incremento del gap di produttività rispetto al Sud Europa. Se consideriamo, invece, i coefficienti dei Paesi periferici, non rileviamo relazioni statisticamente significative con la dinamica della produttività.

I risultati ottenuti sembrano, dunque, andare nella direzione di un rapporto di associazione inversa fra flessibilità del mercato del lavoro e produttività, risultando sostanzialmente coerente con i lavori, fra gli altri, di Kleinknecht *et al.* (2006 e 2013) e Pariboni e Tridico (2017). Nel complesso, la flessibilità del lavoro non consente il raggiungimento di risultati virtuosi né in termini di qualità dell'occupazione né in termini di produttività; al contrario, esercitando una pressione verso il basso sui salari, essa favorisce la riduzione della domanda aggregata e quindi delle dimensioni del

mercato, che attraverso l'azione combinata dell'effetto Smith-Ricardo contribuisce a deprimere la dinamica della produttività stessa.

Piuttosto, secondo Tridico (2009b), per il raggiungimento simultaneo di tali obiettivi di politica economica, sarebbe auspicabile l'introduzione di una maggiore flessibilità tecnologica. In questo senso, il sistema industriale di un Paese dovrebbe impegnare le sue risorse principalmente nella formazione e nell'addestramento del capitale umano disponibile e nello sviluppo dei settori a maggiore contenuto tecnologico. Ovviamente, la flessibilità tecnologica comporta costi maggiori rispetto alla flessibilità del lavoro, ma nel lungo periodo è pacifico aspettarsi delle performance migliori sia in termini di produttività che di qualità dell'occupazione.

La moderazione salariale, invece, favorita dalle c.d. pratiche di *law shopping* (Zoppini 2004, Corazza e Romei 2014), ovvero dalla crescente pressione delle istanze di deregolamentazione a livello globale, è sicuramente una strada più appetibile per le imprese, poiché consente un più rapido recupero di competitività; tuttavia, nel contempo può determinarne una contrazione significativa delle quote di mercato. Questo specifico nodo rappresenta il ponte di collegamento con l'ultimo paragrafo, dove cercheremo di capire se l'aggiustamento strutturale dei saldi delle partite correnti dei Paesi del Sud Europa, durante la crisi, sia stato favorito dalla riduzione dei salari.

Tabella 9 - (sezione 1: EPRC) Regressioni dell'equazione del gap di produttività di Sylos Labini.

WLS corretti per l'eteroschedast.	Equazione del gap di produttività Germania_Sud Europa (Focus sul mercato del lavoro)			
	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4
costante	0,5658	1,6579*	-0,4048	0,0754
Smith G	0,9225***	1,0262***	0,7170***	0,8208***
Smith Sud	-0,4982***	-0,3453***	-0,4371***	-0,4650***
Ricardo G	0,3644***	0,3781***	0,6693***	0,6702***
(-1)	-0,0745	-0,0577	-0,0852	-0,1184*
(-2)	-0,2875**	0,0290		
Ricardo Sud	-0,0792	-0,1358**	0,0372	0,0285
(-1)	0,1228**	0,0158	0,1962***	0,1583***

(-2)	0,0861*	0,0210		
Organizz. G			-0,4616***	-0,3752***
(-1)				
Organizz. Sud			0,0154	0,0046
(-1)				
Invest. G		-14,3836		
(-1)		-1,3541		
Invest. Sud		-13,2568		
(-1)		14,2387		
EPRC G	0,4317*	0,3362	0,7396***	-0,2139
(-1)				1,0815*
EPRC Sud	-0,4530	0,2219	-0,5410**	0,6684
(-1)				-1,4070***
Dummy	-0,6168***	-0,3889*	-0,5084***	-0,5372**
R ² corretto	0,796917	0,972380	0,898721	0,965711
DW	1,869164	1,851650	2,236313	2,230676

***p-value < 0,01; **p-value < 0,05; *p-value < 0,10.

Tabella 9 - (sezione 2: EPT) Regressioni dell'equazione del gap di produttività di Sylos Labini.

WLS corretti per l'eteroschedast.	Equazione del gap di produttività Germania_Sud Europa (Focus sul mercato del lavoro)			
	Modello 5	Modello 6	Modello 7	Modello 8
costante	-0,2442	0,3906	-1,5596***	-1,3035
Smith G	0,9686***	1,0323***	0,6575***	0,7418***
Smith Sud	-0,4682***	-0,4354***	-0,5341***	-0,5396***
Ricardo G	0,3494***	0,4649***	0,6354***	0,4921***
(-1)	-0,0844	-0,0581	-0,1110	-0,1079
(-2)	-0,0012	0,0798		
Ricardo Sud	-0,0725	-0,0849	-0,0114	-0,0547
(-1)	0,0596	-0,0042	0,1629***	0,1484***
(-2)	0,0835	-0,0239		
Organizz. G			-0,4329***	-0,3350***
(-1)				
Organizz. Sud			0,0431	0,0328
(-1)				
Invest. G		-31,8166**		
(-1)		14,8439		
Invest. Sud		-9,9854		
(-1)		17,0323**		
Ept G	0,2693	1,2412***	0,7329***	0,8414

				-0,2503
Ept Sud	0,2184	-0,4353	-0,1626	0,5587
				-0,6688
Dummy	-0,5084***	-0,4467**	-0,5468***	-0,5408***
R ² corretto	0,859571	0,959714	0,882801	0,867161
DW	1,756518	1,966494	2,156051	2,045736

***p-value < 0,01; **p-value < 0,05; *p-value < 0,10.

5 Rapporto fra costo del lavoro e saldo delle partite correnti nei Paesi del Sud Europa

Come dichiarato apertamente dallo stesso vicepresidente della Banca Centrale Europea (BCE), Vítor Constâncio (2013 e 2014), il debito pubblico è semmai l'effetto, non la causa della recente crisi finanziaria. Alla base del collasso, vi sarebbe, invece, l'accumulazione di ingenti debiti privati verso l'estero da parte di famiglie, banche e imprese, che ha condotto a un progressivo deterioramento delle partite correnti delle economie più deboli³³ (Bagnai 2012, Bibow 2012, Cesaratto 2013, Arcand *et al.* 2015).

Tuttavia, dal 2008-2009 in poi i saldi esteri delle economie periferiche hanno iniziato gradualmente a comprimersi, fino a diventare positivi. La Grecia è il Paese che nel periodo 2009-2015 ha fatto segnare il recupero maggiore, con un aggiustamento strutturale del saldo delle partite correnti di ben 15,60 punti percentuali, seguita da Portogallo (+13,10%), Spagna (+10,40%) e Italia (+3,90%).

La nostra ipotesi di ricerca è che una parte consistente di tale aggiustamento sia stata mediata dalla riduzione dei salari dei lavoratori dipendenti. Per sottoporre a verifica empirica tale tesi, dividiamo l'analisi in due sezioni empiriche complementari: una prima parte, in cui – attraverso l'adozione di un approccio di tipo *panel* – studiamo il segno della relazione fra salari nominali e costo del lavoro nominale da un lato e saldo delle partite correnti dall'altro; e una seconda sezione, dove – per mezzo dei test di causalità di Granger (1969) – cerchiamo di stabilire la direzione dell'eventuale rapporto di dipendenza.

³³ Una dinamica favorita dalla politica neo-mercantilista tedesca degli anni 2000, fondata sulla compressione salariale e su una strategia complessiva di *dumping* sociale (Cesaratto e Stirati 2010, Lucarelli 2011, Bagnai 2012).

Com'è noto il saldo delle partite correnti può essere contabilmente rappresentato dalla differenza fra risparmi e investimenti. A loro volta, i risparmi possono dipendere dalle seguenti variabili macroeconomiche: il tasso di cambio effettivo reale (REER), il saldo di bilancio del settore pubblico, il credito al settore privato non finanziario (CPNF) e il tasso d'inflazione (ΔP). Un apprezzamento del REER determina una diminuzione della competitività dei prodotti nazionali sui mercati esteri; ciò si riflette positivamente sul potere d'acquisto in termini di beni importati del reddito corrente e futuro, conducendo a un aumento dei consumi e a una contestuale diminuzione del livello dei risparmi. D'altro canto, per effetto del paradosso di Kaldor (1978), un apprezzamento del REER, seguito da un miglioramento della qualità generale dei prodotti, potrebbe anche consentire la conquista di maggiori quote di export. Quindi, il segno della relazione è indeterminato. La relazione fra saldo delle partite correnti e saldo di bilancio del settore pubblico dipende dal comportamento dei consumatori. Essi potranno reagire adottando un atteggiamento ricardiano o keynesiano (*twin deficits hypothesis*).

Un'altra variabile che può incidere sul livello dei risparmi è la liberalizzazione finanziaria dei mercati internazionali, qui rappresentata dal credito erogato al settore privato non finanziario. Secondo Jappelli e Pagano (1989), Melitz (1990) e Ostry e Levy (1995), una maggiore liberalizzazione dei movimenti di capitale spinge il sistema bancario a concedere mutui e prestiti a tassi più contenuti, consentendo un aumento del livello totale dei consumi. Una condizione che porterà a un decremento dei risparmi e in ultima istanza delle esportazioni nette. Il tasso di inflazione è stato invece introdotto per catturare gli effetti della volatilità dei prezzi interni sul volume degli scambi internazionali.

Alle variabili sopra elencate aggiungiamo la dinamica del costo unitario del lavoro nominale (ULC) e del salario nominale (W), e il differenziale di inflazione fra ciascun Paese mediterraneo e il nucleo dell'Eurozona, rappresentato dalla Germania.

Nella tabella 10 sono riportati i coefficienti di regressione di due modelli WLS per i Paesi del Sud Europa nel periodo 2009q1-2015q2. Come preventivato, il credito al settore privato non finanziario, la differenza dinamica fra il tasso di inflazione dei Paesi

periferici e quello tedesco e la volatilità dei prezzi interni sono negativamente correlati al saldo delle partite correnti. All’opposto, il tasso di cambio effettivo reale, gli investimenti e il saldo di bilancio del settore pubblico sono positivamente correlati con le esportazioni nette. Risulta confermato sia il “paradosso di Kaldor” che la *twin deficits hypothesis*. Per quanto riguarda, invece, gli investimenti, il segno inaspettato potrebbe essere spiegato dalle distorsioni determinate dalla violenta recessione economica. Tuttavia, non si tratta di un argomento centrale nella nostra analisi.

Ciò che rileva sono i salari nominali e il costo del lavoro nominale, i cui coefficienti ritardati sono correlati negativamente al saldo delle partite correnti. Inoltre, mentre nel caso dei salari nominali riscontriamo una significatività, seppur marginale ($\alpha = 0,10$), anche per il coefficiente non ritardato, per il costo del lavoro nominale il coefficiente non ritardato non risulta significativo. Possiamo, dunque, affermare che al diminuire dei costi associati al fattore lavoro, il saldo delle partite correnti tende a crescere in media, e viceversa. In particolare, una riduzione dell’1% del salario nominale e del costo del lavoro nominale è associata rispettivamente a un aggiustamento strutturale positivo di circa 0,48 e 0,54 punti percentuali del saldo delle partite correnti.

Inoltre, l’indice di determinazione risulta soddisfacente in entrambi i modelli proposti, facendo registrare un valore dello 0,8437 nel caso del salario nominale e dello 0,7986 nel caso del costo del lavoro nominale.

Tabella 10 - Risultati del modello di regressione WLS per le partite correnti.

WLS corretti per l’eteroschedasticità (HSK)	Sud Europa 2009q1-2015q2 (N = 100)	Sud Europa 2009q1-2015q2 (N = 100)
Costante	-0,552138 (2,13018) ³⁴	1,72434 (2,00158)
Credito al settore privato non finanziario	-0,0878322*** (0,013025)	-0,098081*** (0,012678)
REER	0,132906*** (0,016479)	0,147865*** (0,015710)

³⁴ Fra parentesi è riportato l’errore standard.

Investimenti	35,3638*** (10,9232)	25,6037*** (9,16893)
Deficit/Surplus fiscale	0,367531*** (0,066348)	0,33375*** (0,0631365)
Inflazione	-0,634956** (0,300158)	-0,691959** (0,293920)
$P_{sud} - P_{germania}$	-0,886604** (0,411499)	-0,665127 (0,293920)
Δ Salario nominale (W)	-0,343446* (0,179384)	
(-1)	-0,484567*** (0,181151)	
Δ Clup nominale		-0,263235 (0,180979)
(-1)		-0,537549*** (0,202536)
R ² corretto	0,843680	0,798591

***p-value < 0,01; ** p-value < 0,05; *p-value < 0,10.

Possiamo così passare allo studio dell'eventuale direzione di causalità fra le variabili. In primo luogo, i test di verifica sulla presenza di radice unitarie sui livelli/variazioni delle variabili e sulle relative differenze prime (tabella A1 e A2³⁵), chiariscono che l'integrazione assunta dalle serie storiche è di ordine 1: una circostanza compatibile con l'analisi di causalità. L'espletamento dei test di cointegrazione (tabella A3), invece, è funzionale – contestualmente al criterio di informazione di Akaike – alla scelta dei ritardi da introdurre nei modelli di autoregressione vettoriale (VAR)³⁶.

Passiamo, dunque, all'ultimo *step* dell'analisi: dalla tabella 11 emerge che l'eventualità che il costo del lavoro nominale non preceda il saldo delle partite correnti è rifiutata per tutti i Paesi analizzati; difatti, l'*f-value* risulta molto contenuto in tutti i casi analizzati. In particolare, per Grecia, Italia e Spagna, il test di causalità di Granger consente di respingere l'ipotesi nulla a un livello di significatività dell'1%; mentre per il

³⁵ Riportate in Appendice.

³⁶ Nel cui ambito viene espletato il test di Granger.

Portogallo il test permette di rifiutare l'ipotesi di non causalità a un livello di significatività del 5%. All'opposto, la probabilità che sia il saldo delle partite correnti a non precedere causalmente il costo del lavoro nominale è sempre accettata; in questo caso, l'*f-value* è costantemente superiore al 10%.

Per quanto riguarda, invece, il salario nominale, la probabilità che quest'ultimo non preceda il saldo delle partite correnti è sempre rifiutata, ad eccezione del Portogallo. Nello specifico, per Grecia e Spagna l'ipotesi nulla è respinta a un livello di significatività dell'1%, mentre per l'Italia il test consente di rifiutare l'ipotesi di non causalità a un livello di significatività del 5%.

Al contrario, l'eventualità che sia il saldo delle partite correnti a non precedere causalmente il salario nominale è – se si esclude il valore del Portogallo – sempre accettata. Tuttavia, nel caso del Portogallo il test di Granger ci informa che l'ipotesi nulla è rifiutata solo a un livello di significatività del 10%.

In definitiva, possiamo affermare che non solo il costo del lavoro nominale e il salario nominale sono inversamente correlati con il saldo delle partite correnti, ma ne determinano anche il successivo sentiero dinamico³⁷.

Tabella 11 - Risultati del test di causalità di Granger per le coppie di variabili.

Variabili	Lags	Chi-Sq.	Prob > Chi-Sq.	Signific.
GRECIA clup → ca	2	7,4129	0,0042	***
ca → clup	2	2,4656	0,1117	<10%
GRECIA w → ca	2	3,9711	0,0362	**
ca → w	2	1,9668	0,1674	<10%
ITALIA clup → ca	7	160,44	0,0001	***
ca → clup	7	1,7949	0,2987	<10%
ITALIA w → ca	7	26,058	0,0035	***
ca → w	7	3,2066	0,1385	<10%
PORTOGALLO clup → ca	7	6,5028	0,0214	**

³⁷ Si tratta di una meccanica nient'affatto inedita, in quanto già Meade (1957) e Dornbush (1996) avevano messo in guardia le istituzioni europee dalla pericolosità di traslare dal tasso di cambio al costo del lavoro l'onere dell'aggiustamento degli squilibri strutturali fra i Paesi europei. In particolare, secondo Meade (1957) in un'unione commerciale in cui il Paese leader pratica politiche di *dumping* salariale, non sarà possibile alcun processo di convergenza fra regioni centrali e periferiche. In tale senso, per quest'ultime diviene indispensabile dotarsi di un sistema di cambi flessibili (o fissi aggiustabili) che possa permettere di fronteggiare efficacemente le politiche deflattive praticate dal nucleo, nonché di favorire l'integrazione e un processo di sviluppo armonico e stabile (Dornbush 1996).

ca → clup	7	0,7447	0,6567	<10%
PORTOGALLO w → ca	2	0,9718	0,3965	<10%
ca → w	2	3,0576	0,0706	*
SPAGNA clup → ca	7	16,615	0,0082	***
CA → CLUP	7	1,2248	0,4467	<10%
SPAGNA w → ca	2	5,9759	0,0097	***
ca → w	2	0,1338	0,8756	<10%

Il numero di lags ottimali per condurre il test di Granger è stato determinato attraverso il criterio di informazione di Akaike (AIC).

Considerazioni conclusive

Il depotenziamento della disciplina giuslavorista, diversamente da quanto suggerito dalle istituzioni politiche ed economiche *mainstream*, sembra aver favorito da un lato la destrutturazione e la “destatalizzazione” del diritto del lavoro stesso, innescando pericolosi processi di *dumping* sociale e di marginalizzazione dei diritti dei lavoratori (Zoppini 2004, Corazza e Romei 2014); e dall’altro una riduzione significativa dei salari e della domanda aggregata (Tridico 2012 e 2014, Realfonzo 2013), con possibile aumento delle disuguaglianze (Tridico 2015b, Pariboni e Tridico 2016). In particolare, dalle nostre stime è emerso che nel periodo 2009-2015 una parte consistente dell’aggiustamento strutturale del saldo delle partite correnti dei Paesi periferici è avvenuto via moderazione dei salari nominali e quindi del costo del lavoro.

In altre parole, coerentemente con Bagnai (2010 e 2016) quando il vincolo imposto dai conti con l’estero (c.d. legge di Dixon-Thirlwall) è diventato troppo stringente, i Paesi periferici hanno dovuto implementare rigide misure disinflazionistiche e di compressione dei salari, finalizzate alla riduzione della dipendenza dai beni e servizi d’importazione e al recupero di margini di competitività sui mercati internazionali.

Tuttavia, il modello di specializzazione produttiva stesso dei Paesi periferici, incentrato prevalentemente su innovazioni di processo e *low skilled workers* (Lucarelli *et al.* 2013, Lucarelli e Romano 2016), ha reso questa strategia inefficace. Il vincolo commerciale, come mostrato dal segno controfattuale assunto dall’effetto Ricardo per i Paesi periferici, sembra essersi trasformato più specificamente in un vincolo estero di natura tecnologica, che avrebbe favorito in quest’ultimi un processo di despecializzazione produttiva, alimentato da diseconomie di scala dinamiche operanti secondo meccanismi di causazione cumulativa *à la* Kaldor-Verdoorn (Verdoorn 1949, Kaldor 1967).

Quindi, le politiche di flessibilizzazione del lavoro – introdotte per consentire il recupero dei gap tecnologici e di competitività fra i Paesi del Sud e del nucleo – hanno addirittura accelerato i processi di divergenza, contribuendo di fatto a un’accentuazione del dualismo di struttura produttiva e all’ampliamento dei divari di

produttività, senza apportare alcun beneficio tangibile e univoco all'occupazione. Al più si rileva un effetto di ricomposizione del mercato del lavoro a vantaggio dell'occupazione precaria.

BIBLIOGRAFIA

- Addison J. T. and Teixeira P. (2005), "What Have We Learned about the Employment Effects of Severance Pay? Further Iterations of Lazear Et. al.", *Empirica*, 32(3-4): 345-368.
- Amable B., Demmou L. and Gatti D. (2006), "Institutions, unemployment and inactivity in the OECD countries", *PSE*, Working Paper No. 2006-16.
- Amable B. Demmou L. and Gatti D. (2007), "Employment Performance and Institutions: New Answers to an Old Question", *IZA DP*, Working Paper No. 2731, April.
- Antonioni D. e Pini P. (2012), "Un accordo sulla produttività pieno di nulla (di buono)" *Quaderni di Rassegna Sindacale. Lavori*, 13(4): 9-24.
- Arcand J. L., Berkes E. and Panizza U. (2015), "Too much finance?", *Journal of Economic Growth*, 20(2): 105-148.
- Baccaro L. and Rei D. (2007), "Institutional Determinants of Unemployment in OECD Countries: Does the Deregulatory View Hold Water?", *International Organization*, 61(3): 527-569.
- Bagnai A. (2010), "Structural changes, cointegration and the empirics of Thirlwall's law", *Applied Economics*, 42(10): 1315-1329.
- Bagnai A. (2012), *Il Tramonto dell'euro. Come e perché la fine della moneta unica salverebbe democrazia e benessere in Europa*, Imprimatur, Reggio Emilia.
- Bagnai A. (2016), "Italy's decline and the balance-of-payments constraint: a multicountry analysis", *International Review of Applied Economics*, 30(1): 1-26.
- Baker D., Glyn A., Howell D. and Schmitt J. (2005), "Labour Market Institutions and Unemployment: A Critical Assessment of the Cross-Country Evidence", in Howell D. (Eds.), *Fighting Unemployment. The limits for Free Market Orthodoxy*, Oxford University Press, Oxford.

- Bell A. and Jones K. (2015), "Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data", *Political Science Research and Methods*, 3(1): 133-153.
- Bentolila S. and Bertola G. (1990), "Firing Costs and Labor Demand: How Bad is Eurosclerosis?", *The Review of Economic Studies*, 57(3): 381-402.
- Bernal-Verdugo L. E., Furceri D. and Guillaume D. (2012), "Labor market flexibility and unemployment: new empirical evidence of static and dynamic effects", *Comparative Economic Studies*, 54(2): 251-273.
- Bertola G. and Rogerson R. (1997), "Institutions and Labor Reallocation", *European Economic Review*, 41(6): 1147-1171.
- Bertola G., Jimeno J. F., Marimón R. and Pissarides C. (2001), "Eu Welfare Systems and Labor Markets: Diverse in the Past, Integrated in the Future?", in Bertola G., Boeri T. and Nicoletti G., *Welfare and Employment in a United Europe*, MIT Press, Cambridge MA.
- Bibow J. (2012), "The euro debt crisis and Germany's euro trilemma", *Levy Economics Institute*, Working Paper No. 721, May.
- Black S. W. (2010), "Fixing the flaws in the Eurozone", VoxEu.org, 23 November.
- Blanchard O. J., Katz L. F., Hall R. E. and Eichengreen B. (1992), "Regional evolutions", *Brookings papers on economic activity*, 23(1): 1-76.
- Blanchard O. J. and Muet P. A. (1993), "Competitiveness through Disinflation: An Assessment of the French Macroeconomic Strategy", *Economic Policy*, 8(16): 11-56.
- Blanchard O. L. and Giavazzi F. (2000), "Macroeconomic effects of regulations and deregulation in goods and labor markets", *The Quarterly Journal of Economic*, 118(3): 879-907.
- Blanchard O. J. and Wolfers J. (2000), "The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence", *The Economic Journal*, 110(462): 1-33.
- Boeri T. and Garibaldi P. (2007), "Two Tier Reforms of Employment Protection: a Honeymoon Effect?", *The Economic Journal*, 117(521): 357-385.

- Boeri T. (2011), "Reducing Youth Unemployment and Dualism", Università Bocconi e Fondazione Rodolfo De Benedetti.
- Boeri T. and Van Ours J. (2013), *The economics of imperfect labor markets*, Princeton University Press, Princeton.
- Breusch T. S. and Pagan A. P. (1980), "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253.
- Calmfors L. and Horn H. (1986), "Employment Policies and Centralized Wage-Setting", *Economica*, 53(211): 281-302.
- Cesaratto S. and Stirati A. (2010), "Germany and the European and global crises", *International Journal of Political Economy*, 39(4): 56-86.
- Cesaratto S. (2013), "Controversial and novel features of the Eurozone crisis as a balance of payment crisis", in Dejuán Ó., Febraro Paños E. and Uxo Gonzalez J. (Eds.), *Post-Keynesian Views of the Crisis and its Remedies*, Routledge Critical Studies in Finance and Stability.
- Cingano F., Leonardi M., Messina J. and Pica G. (2009), "The Effect of Employment Protection Legislation and Financial Market Imperfections on Investment: Evidence from a Firm-Level Panel of EU countries", *Centre for Studies in Economics and Finance*, Working Paper No. 227, May.
- Clemens J. and Wither M. (2014), *The minimum wage and the Great Recession: Evidence of effects on the employment and income trajectories of low-skilled workers*, No. w20724, National Bureau of Economic Research.
- Constâncio V. (2013), The European Crisis and the role of the financial system, Speech at the Bank of Greece conference on "The crisis in the euro area", Athens, 23 May.
- Constâncio V. (2014), "The European Crisis and the Role of the Financial System", *Journal of Macroeconomics*, 39(PB): 250-259.
- Corazza L. e Romei R. (a cura di) (2014), *Diritto del lavoro in trasformazione*, Il Mulino, Bologna.

- Del Conte M., Devillanova C., Liebman S. e Morelli S. (2003), "Misurabilità dei regimi di protezione dell'impiego", *Econpubblica*, Università Bocconi, Working Paper No. 96, November.
- Dornbush R. (1996), "Euro fantasies", *Foreign Affairs*, 75(5): 110-124.
- Elliott G., Rothenberg T. and Stock J. (1996), "Efficient Tests for and Autoregressive Unit root", *Econometrica*, 64(4): 813-836.
- Elmeskov J., Martin J. P. and Scarpetta S. (1998), "Key Lessons for Labor Market Reforms: Evidence from OECD Countries' Experiences", *Swedish Economic Policy Review*, 5(2): 205-252.
- Estrada A., Galí J. and López-Salido D. (2013), "Patterns of Convergence and Divergence in the Euro Area", *IMF Economic Review*, 61(4): 601-630.
- Felipe J. (2005), *A Note On Competitiveness, Unit Labor Costs And Growth: Is "Kaldor'S Paradox" A Figment Of Interpretation?*, No. 2005-06, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.
- Felipe J. and Kumar U. (2011), "Unit Labor Costs in the Eurozone: The competitiveness Debate Again", *Levy Economics Institute*, Working Paper No. 651, February.
- Garibaldi P. and Violante G. L. (2005), "The Employment Effects of Severance Payments with Wage Rigidities", *Economic Journal*, 115(506): 799-832.
- Gebel M. and Giesecke J. (2016), "Does Deregulation Help? The Impact of Employment Protection Reforms on Youths' Unemployment and Temporary Employment Risks in Europe", *European Sociological Review*, 32(4): 486-500.
- Gordon R. J. (2000), "Does the "New Economy" Measure Up to the Great Inventions of the Past?", *Journal of Economic Perspectives*, 14(4): 49-74.
- Granger C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, 37(3): 424-438.
- Hamermesh D. S. and Pfann G. A. (1996), "Adjustment costs in factor demand", *Journal of Economic Literature*, 34(3): 1264-1292.
- Hausman J. A. (1978), "Specification test in econometrics", *Econometrica*, 46(6): 1251-1272.

- Heckman J. J. and Pagés-Serra C. (2000), "The Cost of Job Security Regulation: Evidence from Latin American Labor Markets", *Economía*, 1(1): 109-144.
- Hollanders, H. and N. Es-Sadki (2017), "Regional Innovation Scoreboard 2017", European Innovation Scoreboard 2015-2017 report, DG Growth, European Commission, Brussels.
- International Monetary Fund (2003), *World Economic Outlook*, Washington DC.
- Jappelli T. and Pagano M. (1989), "Consumption and capital market imperfections: An international comparison", *The American Economic Review*, 79(5): 1088-1105.
- Jayadev A. (2007), "Capital account openness and the labour share of income", *Cambridge Journal of Economics*, 31(3): 423-443.
- Kaldor N. (1967), *Strategic factors in economic development*, Cornell University Press, Ithaca, New York.
- Kaldor N. (1978), "The Effects of Devaluation on Trade in Manufactures", in Kaldor N., *Further Essays on Applied Economics*, Duckwork, London.
- Kleinknecht A., Oostendorp M. N., Pradhan M. P. and Naastepad C. W. M. (2006), "Flexible Labour, Firm Performance and the Dutch Job Creation Miracle", *International Review of Applied Economics*, 20(2): 171-187.
- Kleinknecht A. (2008), "The impact of labour market deregulation on jobs and productivity: Empirical evidence and a non-orthodox view", EAEPE Conference 2008, University of Roma Tre, Roma.
- Kleinknecht A., Naastepad C. W. M. and Storm S. (2013), "Labour Market Rigidities Can Be Useful. A Schumpeterian view", in Fadda S. and Tridico P. (2013), *Financial Crisis, Labour Market and Institutions*, Routledge, London.
- Kugler A. D. and Pica G. (2004), "Effects of Employment Protection and Product Market Regulations on the Italian Labor Market", *Center for Economic Policy Research*, Discussion Paper No. 4216.
- Laporšek, S. and Primož D. (2012), "Do flexicurity policies affect labour market outcomes? An analysis of EU countries", *Revija za socialnu politiku*, 19(2): 107-129.

- Layard R. and Nickell S. (1997), "Labour market institutions and economic performance", *Quaderni CEIS*, Università degli Studi di Roma Tor Vergata, Working Paper No. 60.
- Lazear E. (1990), "Job Security Provisions and Employment", *Quarterly Journal of Economics*, 105(3): 699-726.
- Levrero E. S. e Stirati A. (2005), "Distribuzione del reddito e prezzi relativi in Italia: 1970-2002", *Politica economica*, 21(3): 401-434.
- Lucarelli B. (2011), "German neomercantilism and the European sovereign debt crisis", *Journal of Post Keynesian Economics*, 34(2): 205-224.
- Lucarelli S., Palma D. e Romano R. (2013), "Quando gli investimenti rappresentano un vincolo. Contributo alla discussione sulla crisi italiana nella crisi internazionale", *Moneta e Credito*, 66(262): 167-203.
- Lucarelli S. e Romano R. (2016), "The Italian Crisis within the European Crisis. The Relevance of the Technological Foreign Constraint", *The World Economic Review*, 6: 12-30.
- MacKinnon J. G. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11(6): 601-618.
- MacKinnon J. G., Haug A. A. and Michelis L. (1996) "Numerical distribution functions of likelihood ratio test for cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5): 563-577.
- McLaughlin E. (1992), "Towards active labour market policies: an overview", in *Id.* (Eds.), *Understanding Unemployment: New Perspectives On Active Labour Market Policies*, Routledge, London.
- Meade J. E. (1957), "The Balance-of-Payments Problems of a European Free-Trade Area", *The Economic Journal*, 67(267): 379-396.
- Melitz J. (1990), "Financial deregulation in France", *European Economic Review*, 34(2-3): 394-402.
- Neumark D. and Wascher W. (2006), *Minimum wages and employment: A review of evidence from the minimum wage research*, No. w12663, National Bureau of Economic Research.

- Nickell S. (1997), "Unemployment and labour market rigidities: Europe versus North America", *Journal of Economic Perspectives*, 11(3): 55-74.
- Nunziata L. (2002), *Unemployment Labour Market Institutions and Shocks*, University Oxford Economics Group, Nuffield College, Working Paper No. 16.
- OECD (1999), *OECD Employment Outlook*, Paris, June.
- OECD (2004), "Employment Protection Regulation and Labour Market Performance", in *OECD Employment Outlook*, Paris.
- OECD (2016), *Global Economic Outlook*, Paris, November.
- Ostry J. D. and Levy J. (1995), "Household saving in France: stochastic income and financial deregulation", *International Monetary Fund Staff Papers*, 42(2): 375-398.
- Pacella A., Realfonzo R. e Tortorella Esposito G. (2014), "Flessibilità del lavoro e competitività in Italia", *Diritti, lavori, mercati*, 1: 57-86.
- Pariboni R. and Tridico P. (2016), "Inequality, Financialisation and economic decline", *Collana del Dipartimento di Economia*, Università degli studi Roma Tre, Working Paper No. 211.
- Pariboni R. and Tridico P. (2017), "Structural Change, Aggregate Demand and the Decline of Labour Productivity: A Comparative Perspective", *Collana del Dipartimento di Economia*, Università degli studi Roma Tre, Working Paper No. 221.
- Perri S. (2015), "Quota salari e investimenti: alcuni effetti delle riforme del lavoro", *economiaepolitica.it*, anno 7, No. 7(2), 16 Luglio.
- Potrafke N. (2010), "Labor market deregulation and globalization: empirical evidence from OECD countries", *Review of World Economics*, 146(3): 545-571.
- Realfonzo R. (2013), "Deregolamentare per crescere? Epl, quota salari e occupazione", *Rivista Giuridica del Lavoro*, 3: 487-502.
- Scarpetta S. (1996), "Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Setting on Unemployment: A Cross-Country Study", *OECD Economic Studies*, 26(1): 43-98.

- Scarpetta S. (1998), "Labour Market Reforms and Unemployment: Lessons from the Experience of the OECD Countries", *BancoInteramericano del Desarrollo*, Office of the Chief Economist, Working Paper No. 382.
- Stirati A. (2008), "La flessibilità del mercato del lavoro e il mito del conflitto tra generazioni", in Leon P. e Realfonzo R. (a cura di), *L'Economia della Precarietà*, Manifestolibri, Roma.
- Stirati A. (2011), "Changes in Functional Income Distribution in Italy and Europe", in Brancaccio E. and Fontana G. (Eds.), *The Global Economic Crisis. New Perspectives on the Critique of Economic Theory and Policy*, Routledge, London.
- Sylos Labini P. (1984), *Le forze dello sviluppo e del declino*, Laterza, Roma-Bari.
- Sylos Labini P. (1993), *Progresso tecnico e sviluppo ciclico*, Laterza, Roma-Bari.
- Sylos Labini P. (2003), "Le prospettive dell'economia mondiale", *Moneta e Credito*, 56(223): 267-295.
- Sylos Labini P. (2004), *Torniamo ai classici. Produttività del lavoro, progresso tecnico e sviluppo economico*, Laterza, Roma-Bari.
- Tridico P. (2009a), "Flessibilità e istituzioni nel mercato del lavoro: dagli economisti classici agli istituzionalisti", *Economia & Lavoro*, 43(1): 113-139.
- Tridico P. (2009b), "Flessibilità, sicurezza e ammortizzatori sociali in Italia", *Collana del Dipartimento di Economia*, Università degli Studi Roma Tre, Working Paper No. 107.
- Tridico P. (2012), "Financial crisis and global imbalances: its labour market origins and the aftermath", *Cambridge Journal of Economics*, 36(1): 17-42.
- Tridico P. (2013), "The Impact of The Economic Crisis on The EU Labour Market: a Comparative Perspective", *International Labour Review*, 152(2): 175-190.
- Tridico P. (2014), "Riforme del mercato del lavoro, occupazione e produttività: un confronto tra l'Italia e l'Europa", *Sindacalismo*, 28: 61-92.
- Tridico P. (2015a), "From economic decline to the current crisis in Italy", *International Review of Applied Economics*, 29(2): 164-193.

- Tridico P. (2015b), "The Rise of Income Inequality in Oecd Countries", *Collana del Dipartimento di Economia*, Università degli Studi di Roma Tre, Working Paper No. 201.
- Verdoorn P. J. (1949), "Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro", *L'Industria*, 1: 45-53.
- Vergeer R. and Kleinknecht A. (2012), "Do flexible labor market indeed reduce unemployment? A robustness check", *Review of Social Economy*, 70(4): 451-467.
- Zoppini A. (a cura di) (2004), *La concorrenza tra ordinamenti giuridici*, Laterza, collana Percorsi, Roma-Bari.

Appendice

Tabella A1 - Risultati dei test di radice unitaria sui tassi di variazione del costo del lavoro/salari nominali e sul saldo delle partite correnti.

Variabili	Livelli/variazioni delle variabili			
	ADF	Significatività	ERS	Significatività
CA (GRE)	-0,94	< 10%	-0,62	< 10%
CLUP (GRE)	-3,39	*	-1,59	< 10%
W (GRE)	-0,40	< 10%	-0,46	< 10%
CA (ITA)	-0,26	<10%	-0,35	< 10%
CLUP (ITA)	-3,40	*	-1,59	< 10%
W (ITA)	-0,40	< 10%	-0,46	< 10%
CA (POR)	-2,10	< 10%	-1,74	< 10%
CLUP (POR)	-1,74	< 10%	-0,96	< 10%
W (POR)	-2,24	<10%	-2,25	<10%
CA (SPA)	-2,10	<10%	-1,74	<10%
CLUP (SPA)	-2,57	<10%	-1,74	<10%
W (SPA)	-2,24	<10%	-2,25	<10%

ADF (MacKinnon 1996): i valori critici sono: -3,15 (10%)*; -3,45 (5%)**; -4,04 (1%***).

ERS (Elliot *et al.* 1996): i valori critici sono: -2,74 (10%)*; -3,03 (5%)**; -3,58 (1%***).

Tabella A2 - Risultati del test di radice unitaria sulle differenze prime delle variazioni del costo del lavoro /salari nominali e sul saldo delle partite correnti.

Variabili	Differenze prime delle variabili			
	ADF	Significatività	ERS	Significatività
CA (GRE)	-4,45	***	-6,15	***
CLUP (GRE)	-6,00	***	-2,32	< 10%
W (GRE)	-5,76	***	-1,54	< 10%
CA (ITA)	-4,16	***	-4,19	***
CLUP (ITA)	-6,91	***	-3,64	***
W (ITA)	-5,61	***	-3,38	**
CA (POR)	-6,57	***	-3,13	**
CLUP (POR)	-7,23	***	-3,25	**
W (POR)	-3,84	**	-2,81	*
CA (SPA)	-6,41	***	-3,52	**
CLUP (SPA)	-4,03	**	-3,41	**
W (SPA)	-3,84	**	-2,81	*

ADF (MacKinnon 1996): i valori critici sono: -3,15 (10%)*; -3,45 (5%)**; -4,04 (1%***).

ERS (Elliot *et al.* 1996): i valori critici sono: -2,74 (10%)*; -3,03 (5%)**; -3,58 (1%***).

Tabella A2 - (verifica addizionale) Risultati del test KPSS sulle differenze prime delle variabili incerte.

Variabili	KPSS	Significatività	Decisione
CLUP (GRE)	0,285224	< 10%	Stazionaria
W (GRE)	0,185728	< 10%	Stazionaria
W (POR)	0,0812823	<10%	Stazionaria
W (SPA)	0,1184499	<10%	Stazionaria

KPSS: i valori critici sono rispettivamente: 0,355 (10%); 0,462 (5%); 0,704 (1%).

Tabella A3 - Risultati del test di cointegrazione di Johansen per le coppie di variabili.

Variabili	Rango (H_0)	λ_{trace}	p-value	λ_{max}	p-value
GRECIA	$r=0$	9,7076	0,310	9,665	0,240
ca-clup	$r\leq 1$	0,0423	0,837	0,0423	0,837
GRECIA	$r=0$	10,277	0,265	10,072	0,211
ca-w	$r\leq 1$	0,205	0,651	0,205	0,651
ITALIA	$r=0$	33,007	0,000	32,852	0,000
ca-clup	$r\leq 1$	0,008	0,694	0,154	0,694
ITALIA	$r=0$	31,782	0,000	22,477	0,000
ca-w	$r\leq 1$	9,305	0,002	9,305	0,002
PORTOGALLO	$r=0$	28,889	0,000	27,688	0,000
ca-clup	$r\leq 1$	1,2017	0,273	1,2017	0,273
PORTOGALLO	$r=0$	10,168	0,273	10,007	0,216
ca-w	$r\leq 1$	0,007	0,689	0,161	0,689
SPAGNA	$r=0$	34,242	0,000	33,015	0,000
ca-clup	$r\leq 1$	1,228	0,268	1,228	0,268
SPAGNA	$r=0$	17,556	0,023	14,001	0,053
ca-w	$r\leq 1$	3,555	0,059	3,555	0,059

Il numero di lags ottimali per condurre il test di Johansen è stato determinato attraverso il criterio di informazione di Akaike (AIC). I p-value sono basati sui valori proposti da MacKinnon *et al.* (1996).