

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

di Gaetano Perone

L'obiettivo del paper è duplice. Da un lato proviamo 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 cerchiamo 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, dividiamo l'elaborato in due sezioni: *i*) una prima parte di analisi descrittiva degli indici di protezione del lavoro e del rapporto fra salari, produttività e distribuzione del reddito nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1980-2017; e *ii*) una seconda parte di analisi empirica sul ruolo svolto dalle istituzioni del lavoro sulla dinamica occupazionale e della produttività rispettivamente nel periodo 1990-2013 e 1999-2013, e sulla funzione svolta dai salari nel riassorbimento degli squilibri commerciali dei Paesi "periferici" dell'area nel periodo 2009-2015. L'indagine mostra come la riduzione trasversale delle tutele a favore del fattore lavoro non abbia generato alcun impatto certo e 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 del lavoro, ponendo *de facto* seri limiti all'innovazione e alle ristrutturazioni tecnologiche. Infine, verifichiamo 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.

The paper has two main goals. Firstly, we try to establish whether and to what extent 30 years of greater job uncertainty and progressive dismantling of workers' rights in the Eurozone countries affected the functioning of the labour market, and secondly we try to verify whether changes in the institutional paradigm – amending the economic policy – encouraged a virtuous reorientation of national production patterns.

To achieve these goals, the paper is divided into two sections: *i*) a first section specifically devoted to the descriptive analysis of employment protection legislation and the relationship between wages, productivity and income distribution in 1980-2017; and *ii*) a second section providing an empirical analysis of the impact of employment protection legislation on employment and productivity trends respectively in 1990-2013 and in 1999-2013, as well as of the role played by wages in unwinding peripheral countries' trade imbalances in 2009-2015. The analysis shows that the reduction of employment protection has not triggered a definite and unequivocal impact on employment; it has instead led to an increase in the share of temporary workers and – in accordance with the Kaldorian-Classical approach – to a dangerous downward trend in wages, aggregate demand and labour productivity, seriously limiting the chances for innovation and technological restructuring. Finally, we verify how the rebalancing of external accounts in "peripheral" countries was mediated by wage moderation and the destruction of domestic demand, rather than by renewed competitiveness on international markets.

Gaetano Perone, assegnista di ricerca presso l'Università degli Studi di Bergamo, Dipartimento di Scienze Aziendali, Economiche e Metodi Quantitativi.

* Desidero ringraziare i partecipanti al Convegno ASTRIL 2017, "Reassessment and Perspectives of Labour Policies", per l'interessante dibattito che ha accompagnato la presentazione della prima versione di questo lavoro, e soprattutto Stefano Lucarelli per aver letto e commentato altre versioni di questo articolo, di cui resto comunque il solo responsabile.

1. 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 cosiddetta “*New economy*”¹), ma soprattutto determinate dall'affermazione dell'ideologia neolibera- le 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); e *ii*) la contrazione dei costi connessi a vario titolo al fattore lavoro dall'altro (Sylos Labini, 2004).

Difatti, secondo l'approccio *mainstream* – rappresentato dalla scuola neoclassica² – l'uni- nico viatico per incrementare l'occupazione e la produttività del lavoro sarebbe quello di renderne più flessibile il mercato (Bentolila, Bertola, 1990; Scarpetta, 1996; Nickell, 1997; Nunziata, 2002; Kugler, Pica, 2004; Cingano *et al.*, 2009; Laporšek, Primož, 2012) e di ridurne i costi diretti, operando principalmente sulla dinamica dei salari nominali (Blanchard, Muet, 1993; Black, 2010; Estrada *et al.*, 2013).

Col termine “flessibilità” ci si riferisce specificamente 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, Nickell, 1997)³.

Secondo l'ortodossia economica, 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: *i*) forte centralizzazione della contrattazione salariale (Calmfors, Horn, 1986); *ii*) elevato potere contrattuale dei lavoratori (Blanchard, Giavazzi, 2000); e *iii*) scarsa mobilità del fattore lavoro (Blanchard *et al.*, 1992; Hamermesh, 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, la scuola neoclassica 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, Rogerson, 1997; Scarpetta, 1998).

Il resto del contributo sarà organizzato come segue: *i*) una prima parte descrittiva, in cui analizzeremo le politiche di deregolamentazione del mercato del lavoro (sezione 1) e il rapporto fra salari, produttività e distribuzione del reddito nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1980-2017 (sezione 2); e *ii*) una seconda parte empirica, in cui cercheremo di verificare da un lato l'efficacia delle politiche di flessibilità del mercato del lavoro sui livelli occupazionali (sezione 3) e sulla produttività del lavoro (sezione 4) rispet-

¹ 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”.

² Si veda ad esempio Rodano (1997), Dequech (2007) e Lucarelli e Lunghini (2012).

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).

tivamente nel periodo 1990-2013 e 1999-2013, e dall'altro l'esistenza di un legame di complementarietà e di circolarità fra i gap di competitività intra-Eurozona e l'adozione di politiche di compressione salariale da parte delle periferie economiche nel periodo post-crisi (sezione 5).

2. 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'Organizzazione per la cooperazione e lo sviluppo economico (OCSE) (OECD, 2004) e ai tassi di sindacalizzazione. Da una prima rapida analisi delle tabelle proposte di seguito notiamo come tutti i Paesi dell'Eurozona⁴ – al netto di Irlanda e Francia – abbiano sperimentato *de facto* una sostanziale diminuzione dei livelli di tutela dei lavoratori; ciò che rileva, 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'indice sintetico di protezione del lavoro (EPL), i decrementi più significativi sono stati registrati in media dai Paesi periferici⁵, che nel periodo 1985-2013 hanno conosciuto una contrazione relativa del 40,15%, passando da un livello di protezione pari a 3,91 a un valore di 2,34 (tab. 1). Parzialmente diverso è stato, invece, l'*output* dei Paesi centrali⁶, i quali nella stessa finestra temporale hanno ceduto “solo” il 21,56%, passando da 2,69 punti a un livello medio di protezione di 2,11. Pertanto, nell'arco di un trentennio il gap preesistente nei livelli medi di protezione fra le due macroaree si è quasi annullato, 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 (-1,7), Italia (-1,67) e Grecia (-1,62), mentre sia aumentato, seppur leggermente, in Irlanda (+0,16) e Francia (+0,18).

Particolarmente significativo e interessante è il trend assunto dalle sub-componenti elementari dell'EPL: l'indice di protezione del lavoro a tempo indeterminato (EPRC) e l'indice di protezione del lavoro a termine (EPT). 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 (tabb. 2 e 3), fra le due aree rileviamo un indirizzo di politica economica chiaramente divergente. Nello specifico, mentre nelle periferie il crollo delle tutele è da ascriversi in modo complementare – sebbene non equamente proporzionale – a entrambi gli indici, nei Paesi centrali il decremento medio dei livelli complessivi di tutela dei lavoratori 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.

⁴ Precisiamo che l'analisi si concentra sui soli 12 Paesi costitutivi dell'Eurozona.

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

⁶ Ci riferiamo ad Austria, Belgio, Finlandia, Francia, Germania e Olanda. Il Lussemburgo è stato escluso a causa delle ridotte dimensioni della sua economia.

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 %
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
Lussemburgo*	3,00	3,00	-	-
Paesi Bassi	2,23	1,88	-0,35	-15,7
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

* Periodo 2008-2013.

Fonte: ns. elaborazioni su dati OCSE (OECD, 2018).

L'attacco normativo più profondo è stato, dunque, portato all'EPT, che nel caso di Germania (-3,87), Italia (-3,25) e Grecia (-2,50) è crollato rispettivamente del 77,4%, 61,9% e 52,63%. Discreti incrementi dell'EPT sono stati conseguiti solo in Francia (+0,51), Irlanda (+0,38) e Finlandia (+0,31), che hanno fatto registrare scostamenti relativi rispettivamente del 18,62%, 152%⁸ e 24,8%. 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 precario pari al 49,53%, quelli centrali si sono fermati a una variazione più contenuta ed equivalente al 33,93%.

Per quanto riguarda l'andamento dell'indice EPRC, le performance più virtuose in termini di aumento assoluto del grado di flessibilità del lavoro sono state registrate da Portogallo (-1,82), Spagna (-1,5) e Grecia (-0,73), che hanno fatto segnare decrementi relativi rispettivamente del 36,40%, 42,25% e 25,61%. Al contrario, gli unici irrigidimenti normativi – sebbene piuttosto marginali – sono stati appannaggio di Germania (+0,1) e Belgio (+0,04), che si sono contraddistinte per variazioni relative rispettivamente del 3,88% e del 2,16%.

A livello aggregato, invece, mentre i Paesi periferici sono stati caratterizzati da un decremento relativo considerevole e pari al 29,1%, i Paesi centrali hanno subito una contrazione di appena 8,43 punti percentuali.

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'indice di protezione del lavoro indeterminato (EPRC) e l'indice di protezione del lavoro a termine (EPT).

⁸ Una variazione solo apparentemente elevata, e giustificata in larga parte dal basso valore di partenza.

Tabella 2. Scostamento assoluto e relativo dell'EPT nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1985-2013

Paese	EPT 1985	EPT 2013	Variazione assoluta	Variazione %
Austria	1,31	1,31	–	–
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
Lussemburgo*	3,75	3,75	–	–
Paesi Bassi	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

* Periodo 2008-2013.

Fonte: ns. elaborazioni su dati OCSE (OECD, 2018).

Tabella 3. Scostamento assoluto e relativo dell'EPRC nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1985-2013

Paese	EPRC 1985	EPRC 2013	Variazione assoluta	Variazione %
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
Lussemburgo*	2,25	2,25	–	–
Paesi Bassi	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

* Periodo 2008-2013.

Fonte: ns. elaborazioni su dati OCSE (OECD, 2018).

Tabella 4. Variazione dei tassi di sindacalizzazione nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1985-2016

Paese	1985	2016	Variazione assoluta
Austria	51,31	26,93	-24,38
Belgio	52,41	54,23***	+1,82
Finlandia	69,06	64,58	-4,48
Francia	13,61	7,92	-5,69
Germania	34,67	17,01	-17,66
Grecia	37,62	21,52**	-16,10
Irlanda	54,18	27,18	-27,00
Italia	42,49	34,37	-8,12
Lussemburgo	49,34*	34,15***	-15,19
Paesi Bassi	27,72	17,32	-10,40
Portogallo	44,61	16,07***	-28,54
Spagna	12,44	13,86****	+1,42
Centro	41,46	31,33	-10,10
Periferia	34,29	21,45	-12,84

* 1987; ** 2013; *** 2014; **** 2015.

Fonte: ns. elaborazioni su dati OCSE (OECD, 2018).

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 della forza lavoro attiva (o di partecipazione sindacale), che può essere interpretato come una misura del peso e dell'influenza della rappresentanza sindacale all'interno dei processi decisionali di politica economica⁹.

Dalla tabella 4 desumiamo innanzitutto come non vi sia alcuna significativa differenza fra le due macroaree di riferimento: nel periodo 1985-2016 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 sono stati caratterizzati da incrementi, seppur marginali, del tasso di partecipazione sindacale, mentre tutti gli altri hanno fatto registrare una contrazione dell'indice. In particolare, i cambiamenti di struttura più significativi hanno interessato Portogallo (-28,54%), Irlanda (-27%), Austria (-24,38%) e Germania (-17,66%); mentre quelli meno profondi possono essere ascritti ai modelli sociali di Finlandia (-4,48%), Francia (-5,69%) e Italia (-8,12%). Come anticipato, gli unici Paesi con trend in crescita sono stati Belgio (+1,82%) e Spagna (+1,42%), anche se bisogna considerare che quest'ultima presentava nel 1985 il livello di sindacalizzazione più basso dell'Eurozona (12,44%).

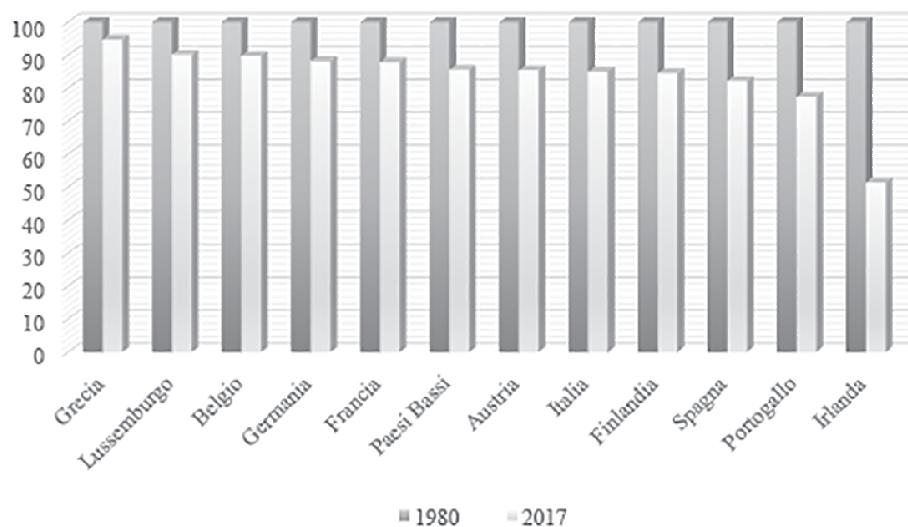
⁹ Dove quest'ultimo esprime il rapporto fra il numero dei lavoratori dipendenti iscritti agli enti sindacali e il totale della forza lavoro occupata.

Se esaminiamo i semplici dati grezzi, rileviamo il pesante dato registrato dalla Germania, che nonostante un incremento sostenuto dell'occupazione¹⁰, ha perso ben 2,2 milioni di lavoratori sindacalizzati (ns. elaborazioni su dati OCSE [OECD.Stat]). 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.

3. 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, Muet, 1993; Black, 2010; Estrada *et al.*, 2013). Pertanto, l'unico modo per le periferie dell'Eurozona di accrescere 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, Kumar, 2011).

Figura 1. Andamento comparato del costo reale unitario del lavoro (1980 = 100) nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1980-2017



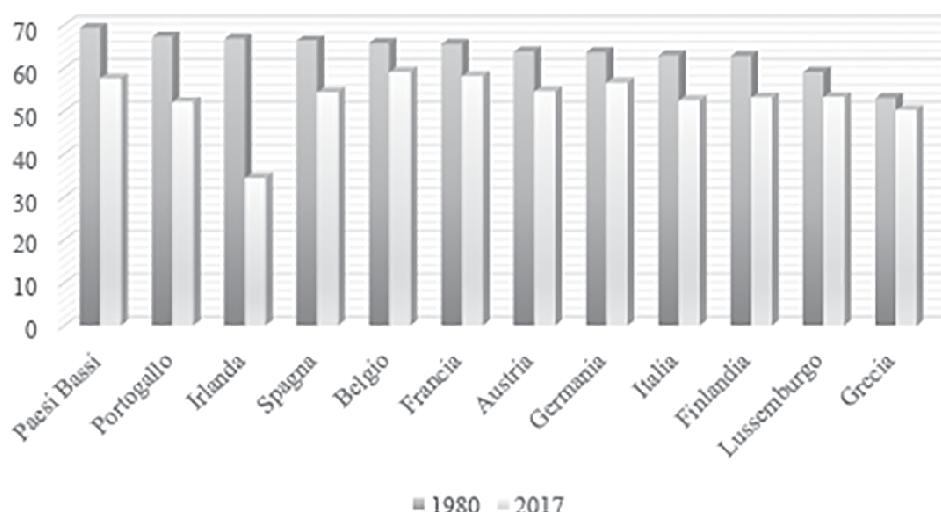
Fonte: dati Ameco (2018).

¹⁰ Nello specifico, nel periodo 1985-2016 il tasso di occupazione è passato dal 61,6% al 74,7% (dati OCSE [OECD, 2018]).

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

Al fine di verificare tale asserzione, analizziamo l'andamento comparato del costo unitario reale del lavoro per alcuni Paesi dell'Eurozona nel periodo 1980-2017 (fig. 1). A esclusione della sola Irlanda, che fa registrare una variazione molto più forte della media, i restanti Paesi presentano livelli di partenza abbastanza omogenei e sentieri dinamici piuttosto simili¹². Tutti i Paesi hanno conosciuto una riduzione del costo del lavoro, anche se con intensità diverse. 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 nominale per addetto¹³ e la produttività media del lavoro.

Figura 2. Andamento comparato della quota salari corretta per il lavoro autonomo (in percentuale del PIL) nei Paesi dell'Eurozona, nel periodo 1980-2017



Fonte: dati Ameco (2018).

Al fine di rappresentare i salari, preferiamo considerare l'andamento della cosiddetta “quota salari”, che ci permette di valutare anche 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, Stirati, 2005; Perri, 2009; Stirati, 2011; Tridico, 2015a). Per conseguire un indice comparabile longitudinalmente, abbiamo introdotto la sua versione corretta per il numero dei lavoratori autonomi, che ci permette di depurare la quota salari da even-

¹² L'output è certamente più apprezzabile attraverso la rappresentazione annuale dei valori di riferimento; tuttavia, per motivi di chiarezza espositiva abbiamo dovuto privilegiare la riproduzione dei soli valori iniziali e finali.

¹³ In questa specifica sede, omettiamo l'analisi del cuneo fiscale, ovvero dei contributi previdenziali e sociali a carico dei lavoratori e delle imprese.

tuali distorsioni determinate dalla maggiore o minore influenza dei lavoratori muniti di partita IVA¹⁴.

Dalla figura 2 emerge chiaramente come tutti i Paesi esaminati abbiano fatto registrare un andamento discendente e condiviso della quota salari¹⁵. In media i Paesi periferici hanno sperimentato una caduta leggermente maggiore della quota salari sul reddito rispetto ai Paesi del nucleo. Difatti, mentre i primi sono stati caratterizzati da una riduzione media di 10,14 punti percentuali, ovvero lo 0,27% annuo, i secondi si sono fermati a una contrazione media dell'8,66%, con una variazione annua equivalente allo 0,23%. A livello individuale, i decrementi più forti hanno riguardato Irlanda (-32,44%), Portogallo (-15,24%), Spagna (-12,05%) e Olanda (-11,67%). La principale inferenza logica di tale dinamica è la ridistribuzione delle quote del reddito nazionale a favore dei detentori del fattore capitale.

Si tratta di un *output* particolarmente significativo, in quanto la maggior parte della letteratura economica che concentra la sua attenzione sulle connessioni fra distribuzione del reddito e livello di diseguaglianza, concorda sulla circostanza che dagli anni Ottanta si sia verificato un incremento considerevole della quota del reddito aggregato che va all'1% più ricco della popolazione, con conseguente aumento delle disparità reddituali (Piketty, Saez, 2003; Atkinson, Leigh, 2010).

Una circostanza che cozza fortemente con la convinzione liberista secondo cui il problema capitale del mercato del lavoro europeo, e in particolare dell'area periferica, sarebbe da ravvisarsi nella sua struttura sclerotica e nella repentina crescita dei salari, che limiterebbe la competitività delle imprese.

A ben vedere, il vero discriminante fra Paesi centrali e periferici è rappresentato dall'andamento della produttività del lavoro. Nella tabella 5 abbiamo pertanto riportato i tassi di variazione annuali della produttività del lavoro per i Paesi dell'Eurozona nel periodo 1980-2017. Essa chiarisce come le periferie siano state caratterizzate da una minore dinamica della produttività per tutto il periodo considerato. In particolare, queste ultime hanno lasciato complessivamente sul terreno 19,4 punti percentuali rispetto al nucleo e 25,1 punti percentuali nei confronti del *benchmark* economico e tecnologico dell'area, la Germania. Le variazioni più profonde si sono verificate nel periodo 1980-2000, mentre nell'ultimo ventennio, complice la crisi economica, le divergenze – pur se significative – si sono leggermente ridotte.

A livello individuale, i gap cumulati più elevati rispetto alla Germania sono stati registrati in ordine decrescente da Grecia (-40,85%), Italia (-38,87%), Spagna (-14,24%) e Portogallo (-11,78%). Le performance migliori sono state invece appannaggio di Irlanda, Germania e Finlandia.

Quindi, un ruolo importante nell'ampliamento dei gap strutturali di competitività fra periferie e nucleo non è stato rivestito dalla diversa dinamica salariale, bensì dalle profonde divergenze in termini di produttività del lavoro.

¹⁴ Difatti, spesso i lavoratori autonomi sono inseriti in realtà imprenditoriali di piccole dimensioni, caratterizzate da un basso livello medio di produttività (Felipe, Kumar, 2011).

¹⁵ 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.

Tabella 5. Andamento comparato della produttività media del lavoro (*output* per ora lavorata¹⁶) nell'Eurozona, nel periodo 1980-2017

Paese	Media 1980-1990	Media 1990-2000	Media 2000-2010	Media 2010-2017
Austria	2,67	2,45	1,52	0,83
Belgio	2,12	2,16	1,13	0,40
Finlandia	3,52	3,73	1,44	0,57
Francia	3,36	1,92	0,93	0,76
Germania	2,38	3,11	1,10	1,13
Grecia	0,58	1,90	1,39	-0,82
Irlanda	4,52	5,07	3,13	3,74
Italia	1,74	1,69	-0,02	0,12
Lussemburgo	3,46	1,79	0,12	0,30
Paesi Bassi	1,82	1,58	0,95	0,78
Portogallo	2,39	2,24	1,30	0,39
Spagna	3,56	1,30	0,85	1,11
Centro	2,65	2,49	1,18	0,75
Periferia	2,07	1,78	0,88	0,20

Fonte: ns. elaborazioni su dati The Conference Board Total Economy DatabaseTM (2018).

4. LA DEREGOLAMENTAZIONE AIUTA? UN'ANALISI EMPIRICA SULLA RELAZIONE FRA ISTITUZIONI DEL LAVORO E OCCUPAZIONE

4.1. Alcuni cenni sulla letteratura recente

Se in precedenza ci siamo limitati all'analisi descrittiva delle principali componenti del mercato del lavoro, in questa sezione proveremo a determinare se possa essere ravvisato o meno un nesso di dipendenza fra i principali indici rappresentativi delle istituzioni del mercato del lavoro e quattro diverse misure dei livelli occupazionali: il tasso di disoccupazione totale, il tasso di occupazione totale, il tasso di disoccupazione giovanile e il tasso di occupazione giovanile.

Secondo la definizione fornita dall'OCSE (OECD, 1994), la legislazione a protezione del lavoro può essere intesa come il complesso delle misure previste dalle istituzioni pubbliche e sindacali, volte a limitare la libertà di licenziamento dei lavoratori dipendenti da parte degli imprenditori. Fra tali misure possiamo annoverare, a titolo di mero esempio: le sanzioni amministrative per licenziamenti senza giustificato motivo, le indennità e/o i risarcimenti obbligatori e le restrizioni sui licenziamenti per motivi economici.

Negli ultimi decenni, molteplici sono stati gli studi che hanno provato a indagare la presenza o meno di un rapporto di correlazione fra gli indici di protezione del lavoro e i tassi occupazionali del lavoro. In particolare, agli inizi degli anni Novanta, una parte rilevante della letteratura economica ha iniziato a concentrare la sua attenzione sulle possibili cause dei gap di disoccupazione fra Europa e Stati Uniti. Secondo la visione allora prevalente i

¹⁶ La produttività del lavoro è calcolata in dollari internazionali a parità di potere d'acquisto (ppa).

più elevati tassi di disoccupazione europei erano da ascriversi soprattutto a una maggiore rigidità del mercato del lavoro, determinata dalla presenza di un numero elevatissimo di vincoli e restrizioni a danno delle imprese (Scarpetta, 1996; Elmeskov *et al.*, 1998; IMF, 2003; Kugler, Pica, 2004).

Una condizione che fu presto ribattezzata con il termine di “eurosclerosi” (Bentolila, Bertola, 1990). Difatti, numerosi studi *cross-country* su dati aggregati avevano 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, Wolfers, 2000; Heckman, Pagés-Serra, 2000; Bernal-Verdugo *et al.*, 2012). Tuttavia, tale approccio non ha dominato a lungo l’indirizzo di ricerca economica sul tema; la stessa OCSE (OECD, 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 livelli di disoccupazione vi possa essere una relazione robusta e stabile nel tempo.

Verso la fine degli anni Novanta molte analisi hanno dunque iniziato a discostarsi dall’idea di eurosclerosi. Ad esempio, secondo Millard e Mortensen (1997) e Pissarides (1999), minori tutele consentono effettivamente un rallentamento permanente nella distruzione di posti di lavoro, ma al contempo incidono negativamente sul processo di creazione di nuove opportunità lavorative. In altre parole, un decremento dell’EPL, riducendo i costi associati al licenziamento, permette un incremento delle assunzioni da parte degli imprenditori, che si sentiranno così meno vincolati; ma allo stesso tempo, consentendo una maggiore discrezionalità in tema di licenziamento, favorisce una maggiore epurazione della forza lavoro impiegata a seguito di shock di domanda e/o di offerta, variazioni dei gusti dei consumatori, processi di riorganizzazione della produzione, etc. Quindi, l’effetto netto sull’occupazione è ambiguo e incerto (Addison, Grosso, 1996; Gregg, Manning, 1997; OECD, 1999 e 2004; Nickell *et al.*, 2005).

All’opposto, un potenziamento della legislazione a favore dei lavoratori permette la stabilizzazione delle posizioni lavorative esistenti ma rende gli imprenditori refrattari rispetto a nuove assunzioni. Difatti, al momento di assumere nuovi lavoratori le imprese anticipano le spese di licenziamento che occorrono in caso di variazioni violente del ciclo economico (Gangl, Müller, 2003).

Secondo altre analisi, invece, maggiori tutele generano mutamenti nella composizione del mercato del lavoro piuttosto che nei suoi livelli occupazionali. Ad esempio, secondo Esping-Andersen (2000), un incremento dei livelli di protezione dei lavoratori a tempo indeterminato produce un aumento della disoccupazione giovanile. Una dinamica giustificata dalla forte asimmetria iniziale in termini di produttività fra i lavoratori impiegati e quelli che si affacciano per la prima volta sul mercato del lavoro, che ne fa crescere i costi di formazione e addestramento. Modeste o assenti sarebbero, invece, le eventuali differenze di genere prodotte da una maggiore flessibilizzazione del mercato del lavoro (Dieckhoff *et al.*, 2015).

Infine, un importante filone di studi, che si è concentrato sul collegamento specifico fra deregolamentazione e stock e flussi occupazionali, ha rilevato l’esistenza di un nesso di causalità del tutto marginale e a volte contraddittorio, se non addirittura assente fra le variabili indagate (Baker *et al.*, 2005; Garibaldi, Violante, 2005; Blanchard, 2006; Baccaro, Rei, 2007; Vergeer, Kleinknecht, 2012; Boeri, Van Ours, 2013¹⁷). Lo stesso Fondo Monetario

¹⁷ 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 nove casi (su un totale

Internazionale (FMI) ha di recente dichiarato che “le riforme che facilitano il licenziamento dei lavoratori a tempo indeterminato, non hanno, in media, effetti statisticamente significativi sull’occupazione e sulle altre variabili macroeconomiche” (IMF, 2016, p. 115, ns. traduzione).

4.2. Metodologia e risultati delle stime empiriche

Con riferimento invece ai regressori implementati, nel modello proposto i tassi di disoccupazione e di occupazione totali e giovanili saranno funzione di due macro-gruppi 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 1990-2013¹⁸.

Le variabili macroeconomiche di controllo comprendono: gli investimenti fissi lordi totali in percentuale del PIL, il logaritmo naturale del PIL pro-capite (espresso in dollari statunitensi, a parità di potere d’acquisto – ppa), il saggio di interesse reale, l’indice dei prezzi al consumo, il logaritmo naturale dei salari medi reali dei lavoratori dipendenti (espressi in dollari statunitensi, ppa) e l’incidenza dei giovani con età da 0 a 14 anni sulla popolazione totale. Gli investimenti, 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 influenza 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: la rigidità delle tutele dei lavoratori individuali e collettivi a tempo indeterminato contro il licenziamento (EPRC), la rigidità delle tutele dei lavoratori a termine contro il licenziamento (EPT), il tasso di sindacalizzazione, 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 13) le stime restituiscono risultati indeterminati, in tre 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 sei 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.

¹⁸ Le fonti e la descrizione di ciascuna variabile sono riportate nella tabella A1 in Appendice.

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 questi 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 (OECD, 2004)¹⁹, risponde, invece, all'esigenza di verificare se un incremento della competizione fra lavoratori cosiddetti "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, Wascher, 2006; Clemens, Wither, 2014). Procediamo dunque alla costruzione di un *data panel* (non bilanciato) comprensivo di 11 Paesi²⁰, per una finestra temporale di 24 anni, dal 1990 al 2013²¹.

Per ciascuna variabile dipendente sono stati sviluppati cinque modelli GLS (*generalised least squares* – metodo dei minimi quadrati generalizzati), che prevedono l'implementazione progressiva di tutte le variabili istituzionali oggetto di analisi. 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 (OECD, 1999 e 2004; Amable *et al.*, 2006, 2007; Laporšek, Primož, 2012; Tridico, 2014).

Cominciamo con l'esaminare l'*output* ottenuto per il tasso di disoccupazione totale. Dalla tabella 6 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 significativa è ravvisabile col livello di dualismo del lavoro, che sembra favorire una diminuzione della disoccupazione.

¹⁹ ([EPRC-EPT]/EPT).

²⁰ Abbiamo escluso il Lussemburgo a causa dell'insufficienza di dati disponibili.

²¹ Per la scelta del modello abbiamo testato le tre ipotesi che mettono a confronto modelli *pooled OLS* (*ordinary least squares* – metodo dei minimi quadrati ordinari), con effetti fissi e con effetti casuali. In tutti i casi analizzati, la scelta ricade sul modello con effetti casuali: difatti, da un lato il test del moltiplicatore lagrangiano di Breusch-Pagan (1980) 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 (1978) 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 (OECD, 1999; Addison, Teixeira, 2005; Bell, Jones, 2015).

Tabella 6. Risultati dei modelli dei minimi quadrati generalizzati (GLS) per il tasso di disoccupazione totale nel periodo 1990-2013

Variabili	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5
Costante	90,551** (16,308)	84,508** (18,872)	92,731** (20,574)	111,47** (19,935)	111,85** (23,268)
Investimenti	-0,697** (0,058)	-0,7012** (0,0577)	-0,7091** (0,0578)	-0,7548** (0,0561)	-0,7490** (0,0595)
Log_pil pro-capite	-7,173** (1,719)	-6,6668** (1,8926)	-7,5151** (2,0596)	-8,4310** (1,9705)	-8,9253** (2,3472)
Interesse reale	0,294** (0,061)	0,2960** (0,0611)	0,2709** (0,0643)	0,1562* (0,0658)	0,1570* (0,0661)
CPI	0,0729** (0,0192)	0,0739** (0,0194)	0,0754** (0,0194)	0,0509** (0,0192)	0,0497** (0,0192)
EPRC	0,4883 (0,3620)	-0,4335 (0,3752)	0,3393 (0,3852)	-0,3799 (0,3955)	-0,3460 (0,3862)
EPT	0,3093 (0,2038)	-0,3494 (0,2137)	0,3084 (0,2169)	-0,2096 (0,2324)	-0,2398 (0,2238)
UD		0,0253 (0,0404)	0,0384 (0,0429)	0,0181 (0,0408)	
Salario minimo			1,1068 (0,8951)	-1,0518 (0,9601)	-1,1912 (0,9495)
Dualismo				-1,1727** (0,2379)	-1,1726** (0,2547)
Log_Salari					0,5132 (2,7287)
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. Errori standard fra parentesi.

Note: CPI: indice dei prezzi al consumo; UD: tasso di sindacalizzazione.

Per quanto riguarda, invece, il tasso di occupazione totale, dalla tabella 7 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%.

Tabella 7. Risultati dei modelli GLS per il tasso di occupazione totale nel periodo 1990-2013

Variabili	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5
Costante	-43,1527** (17,1679)	-51,160*** (19,8201)	-46,0183** (21,5423)	-67,9389*** (21,0963)	-52,8838** (25,0986)
Investimenti	0,6602*** (0,0604)	0,6551*** (0,0607)	0,6492*** (0,0607)	0,7035*** (0,0577)	0,6724*** (0,0636)
Log_pil pro-capite	8,4497*** (1,8095)	9,1196*** (1,9878)	8,5808*** (2,1576)	9,6197*** (2,0738)	13,7375*** (2,4292)
Interesse reale	-0,1581** (0,0641)	-0,1546** (0,0642)	-0,1723** (0,0675)	-0,0376 (0,0676)	-0,0282 (0,0707)
CPI	0,0879*** (0,0203)	0,0892*** (0,0204)	0,0900*** (0,0204)	0,1192*** (0,0199)	0,1053*** (0,0202)
EPRC	-1,1884*** (0,3817)	-1,2719*** (0,3941)	-1,3684*** (0,4037)	-0,5491 (0,4143)	-0,4277 (0,4076)
EPT	-0,45126** (0,2144)	-0,3971* (0,2244)	-0,4211* (0,0448)	0,2001 (0,0446)	0,1065 (0,2474)
UD		0,0339 (0,0424)	0,0465 (0,0448)	0,0748* (0,0446)	0,0191 (0,0369)
Salario minimo			0,8147 (0,9384)	3,5261*** (1,007)	
Dualismo				1,4022*** (0,2458)	0,8569*** (0,2453)
Log_Salari					-4,9372* (2,8074)
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. Errori standard fra parentesi.

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 (tab. 8). 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.

Tabella 8. Risultati dei modelli GLS per il tasso di disoccupazione giovanile nel periodo 1990-2013

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

Tuttavia, il quadro cambia se consideriamo il tasso di occupazione giovanile. Dalla tabella 9 rileviamo che esso risulta correlato positivamente con gli investimenti, il PIL pro-capite, l'EPT 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 7, favorisce l'aumento dell'occupazione.

Inoltre, in un solo modello (5) ravvisiamo un rapporto di correlazione positiva 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 presente fra occupazione giovanile e livelli di sindacalizzazione e 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 correla-

zione 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.

Tabella 9. Risultati dei modelli GLS per il tasso di occupazione giovanile nel periodo 1990-2013

Variabili	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5
Costante	-147,923*** (34,9753)	-128,613** (37,2535)	-84,6097** (36,8299)	-174,314*** (37,0773)	109,160*** (36,0166)
Investimenti	1,0226*** (0,1000)	1,0379*** (0,1006)	1,0035*** (0,0936)	1,1308*** (0,0955)	1,1017*** (0,0980)
Log_pil pro-capite	14,6552*** (3,2831)	12,9502*** (3,4789)	25,9626*** (3,9878)	16,2890*** (3,4022)	12,0394*** (3,5333)
Interesse reale	-0,2266** (0,1057)	-0,2394** (0,1061)		0,0309 (0,1112)	0,0415 (0,1151)
CPI	-0,1049*** (0,0357)	-0,1059*** (0,0357)	-0,0779** (0,0334)	-0,0701** (0,0339)	-0,1093*** (0,0337)
Popolazione (0-14)	1,2325 (0,3095)	1,3367*** (0,3155)	1,2619*** (0,2992)	1,2010*** (0,3007)	
EPRC	-0,9981 (0,6482)	-0,7626 (0,6675)	-0,4067 (0,6403)	1,0039 (0,7048)	1,5092** (0,7178)
EPT	0,6844* (0,3611)	0,5346 (0,3727)	1,0518*** (0,3655)	1,5769*** (0,3956)	1,5144*** (0,4075)
UD		-0,1169 (0,0770)		-0,1466* (0,0769)	-0,0838 (0,0802)
Log_salari			17,7498*** (4,4492)		
Dualismo				1,9993*** (0,3647)	2,1652*** (0,4187)
Salario minimo					0,4524 (1,7260)
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. Errori standard fra parentesi.

Il nostro tentativo di replicare i risultati dei principali studi sul tema ha dato, dunque, esiti abbastanza contrastanti²². È necessario, però, precisare che gli indici di protezione

²² Un risultato comunque consistente con le stime ottenute da Laporšek e Primož (2012) su 20 Paesi dell'Unione europea nel periodo 1990-2008. Difatti, questi 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.

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 specifico²³. In 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. Difatti, 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, 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 giovanile²⁴), 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 giovani²⁵.

²³ 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, l'utilizzo degli indici parziali può sembrare più opportuno, poiché evita alcune distorsioni create dalla procedura di aggregazione.

²⁴ Non a caso, la significatività del coefficiente risulta migliore nel caso dell'occupazione giovanile.

²⁵ 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 [OECD, 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, 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, 2013; Antonioli, Pini, 2012; Pariboni, Tridico, 2016).

5. LA RELAZIONE FRA FLESSIBILITÀ E PRODUTTIVITÀ DEL LAVORO

Nel presente paragrafo ci occupiamo dunque della connessione fra produttività e politiche di flessibilità del lavoro, che indaghiamo attraverso una rielaborazione dell'equazione di produttività di Sylos Labini (1984, 1992, 1993, 2004). In particolare, sulla scorta del lavoro di Lucarelli e Romano (2016), introduciamo la seguente equazione riferita al periodo 1999 (trimestre 1)-2013 (trimestre 4)²⁶:

$$\begin{aligned} \Delta\pi_{ger} - \Delta\pi_{sud} = & a + b_0(\Delta Y_{ger}) - b_1(\Delta Y_{sud}) + c_0(\Delta S - \Delta P_{ma})_{ger} - c_1(\Delta S - \Delta P_{ma})_{sud} \\ & + d_0(ulc - p)_{ger} - d_1(ulc - p)_{sud} - e_0(I_t)_{ger} + e_1(I_t)_{sud} \\ & + f_0(Eprc)_{ger} - f_1(Eprc)_{sud} + g_0(Ept)_{ger} - g_1(Ept)_{sud} \end{aligned}$$

Lucarelli e Romano (2016) propongono di chiamare l'equazione come *Sylos Labini's productivity gap equation*²⁷. Le variabili considerate nell'equazione sono le seguenti: la differenza fra i tassi di crescita della produttività del lavoro per persona impiegata²⁸ fra Germania²⁹ e Sud Europa³⁰ ($\Delta\pi_{ger} - \Delta\pi_{sud}$); i saggi di variazione del reddito aggregato per la Germania ($Smith_{GER}$) 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 macchinari³¹ per la Germania ($Ricardo_{GER}$) 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

²⁶ I segni dell'equazione rispettano lo schema logico di Sylos Labini e la nostra ipotesi di ricerca.

²⁷ 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, 1992, 1993 e 2004): infatti, 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.

²⁸ Si tratta di una misura meno raffinata della produttività per ora lavorata ma è l'unica resa disponibile dall'OCSE.

²⁹ In accordo con le statistiche fornite dal European Innovation Scoreboard 2017 (Hollanders, Es-Sadki, 2017), assumiamo che la Germania sia il principale *hub* tecnologico dell'Eurozona.

³⁰ 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.

³¹ Si intendono i prezzi dei macchinari alla produzione.

lavoro e i tassi di inflazione per la Germania (Org_{GER}) e il Sud Europa (Org_{SUD}); gli investimenti per la Germania (Inv_{GER}) e per il Sud Europa (Inv_{SUD})³²; il grado di tutela dei lavoratori a tempo indeterminato (EPRC) e a termine (EPT) per la Germania e per il Sud Europa³³; 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 10 abbiamo riportato otto 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.

La statistica Durbin Watson, invece, ci informa che, a un livello di significatività dell'1%, i residui dei modelli 1, 2, 5, 6, 7 e 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, 1992, 1993 e 2004), mentre per la Germania l'effetto Smith³⁴ 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_1 e in cinque modelli positivo al tempo t_{-1} e t_{-2} .

Inoltre, 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, il che – data la bassa spesa in ricerca e sviluppo nei settori *medium-high tech*³⁵ – condurrà a un

³² A riguardo, Sylos Labini (1984, 1992, 1993 e 2004) distingue fra investimenti correnti e passati (che saranno integrati nel modello). Per poter incidere sulla dinamica della produttività del lavoro, gli investimenti hanno infatti bisogno di un adeguato periodo temporale; in particolare, egli ascrive ai primi un effetto negativo sulla produttività, noto anche come "effetto disturbo", e ai secondi un effetto positivo.

³³ Non disponendo di dati trimestrali, ci sembra coerente lasciare invariato il valore annuale fornito dall'OCSE lungo tutti i quattro trimestri considerati.

³⁴ Conosciuto anche come legge di Kaldor-Verdoorn (Verdoorn, 1949; Kaldor, 1967).

³⁵ A riguardo, nel periodo 1991-2014 i Paesi periferici hanno fatto registrare una BERD (*Business expenditure on R&D*) 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 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".

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 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 fra le due aree 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, essi 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 coefficienti di regressione 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. Ciò risulta verificato nei modelli 1, 3 e 4 per la Germania e nei modelli 3 e 4 per il Sud Europa. Nello specifico, per la Germania i livelli di significatività sono del 10% nei modelli 1 e 4 e dell'1% nel modello 3; mentre per il Sud sono del 5% nel modello 3 e dell'1% nel modello 4. 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 mediamente più forte nel caso dei Paesi del Sud Europa, che quindi risentono 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, nei modelli 6 e 7 l'aumento delle tutele del lavoro precario è associato a un incremento del gap di produttività rispetto al Sud Europa, con livelli di significatività dell'1%. 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, 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 cosiddette “pratiche di *law shopping*” (Zoppini, 2004; Corazza, 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, allo stesso tempo 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 10 (sezione 1: EPRC). Risultati delle regressioni condotte sull’equazione del gap di produttività di Sylos Labini

WLS (HSK)	Equazione del gap di produttività Germania vs periferia (1999-2013)			
	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4
k	0,5658	1,6579*	-0,4048	0,0754
Smith _{GER}	0,9225***	1,0262***	0,7170***	0,8208***
Smith _{SUD}	-0,4982***	-0,3453***	-0,4371***	-0,4650***
Ricardo _{GER}	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		
Org _{GER}			-0,4616***	-0,3752***
(-1)				
Org _{SUD}			0,0154	0,0046
(-1)				
Inv _{GER}		-14,3836		
(-1)		-1,3541		
Inv _{SUD}		-13,2568		
(-1)		14,2387		
Eprc _{GER}	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.
Fonte: ns. elaborazioni su dati OCSE (OECD, 2017).

Tabella 10 (sezione 2: EPT). Risultati delle regressioni condotte sull'equazione del gap di produttività di Sylos Labini

WLS (HSK)	Equazione del gap di produttività Germania vs periferia (1999-2013)			
	Modello 5	Modello 6	Modello 7	Modello 8
k	-0,2442	0,3906	-1,5596***	-1,3035
Smith _{GER}	0,9686***	1,0323***	0,6575***	0,7418***
Smith _{SUD}	-0,4682***	-0,4354***	-0,5341***	-0,5396***
Ricardo _{GER}	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		
Org _{GER}			-0,4329***	-0,3350***
(-1)				
Org _{SUD}			0,0431	0,0328
(-1)				
Inv _{GER}		-31,8166**		
(-1)		14,8439		
Inv _{SUD}		-9,9854		
(-1)		17,0323**		
Ept _{GER}	0,2693	1,2412***	0,7329***	0,8414
(-1)				-0,2503
Ept _{SUD}	0,2184	-0,4353	-0,1626	0,5587
(-1)				-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.

Fonte: ns. elaborazioni su dati OCSE (OECD, 2017).

6. RAPPORTO FRA COSTO DEL LAVORO E SALDO DELLE PARTITE CORRENTI NEI PAESI PERIFERICI DELL'EUROZONA

6.1. *Gli squilibri delle partite correnti come causa della crisi dell'Eurozona*

L'intera architettura dell'Unione europea poggia le sue basi sull'apodittico assunto che il debito pubblico rappresenti un vincolo insostenibile per la crescita di lungo periodo, nonché un grave ostacolo a una corretta e completa integrazione economica fra i Paesi. Si tratta chiaramente di un modello di stampo ortodosso, che negletta per certi versi una delle caratteristiche del sistema capitalistico, ossia la possibilità/opportunità di prendere denaro a prestito e di contrarre debiti/crediti.

Da qui l'idea che lo Stato sia assimilabile al buon *pater familias* e che il consolidamento delle finanze pubbliche rappresenti l'unico viatico possibile per rilanciare consumi e investimenti (Giavazzi, Pagano, 1990; Barro, 1991; Ghura, 1995; Alesina, Ardagna, 2010).

Un paradigma completamente antitetico a quello proposto da Keynes (1933), che vedeva nella spesa di matrice statale uno strumento di perequazione e di composizione dei fallimenti privati, nonché una leva fondamentale per azionare una crescita sostenibile e bilanciata, soprattutto nei momenti di depressione economica.

Tuttavia, il rapporto di causazione postulato dall'approccio ortodosso non sembra reggere alla prova dei fatti. Come dichiarato apertamente dallo stesso vicepresidente della Banca Centrale Europea (BCE), Vítor Constâncio (2013, 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 deboli³⁶ (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 2009-2015³⁷ 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 unitario del lavoro nominale (*nominal unit labour cost*, NULC) da un lato e saldo delle partite correnti dall'altro; e una seconda parte, dove – per mezzo dei test di causalità di Granger (1969) – cerchiamo di stabilire la direzione dell'eventuale rapporto di correlazione.

6.2. *Le determinanti delle partite correnti nelle periferie dell'Eurozona*

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*).

³⁶ Una dinamica favorita dalla politica neo-mercantilista tedesca degli anni Duemila, fondata sulla compressione salariale e su una strategia complessiva di *dumping* sociale (Cesaratto, Stirati, 2010; Lucarelli, 2011; Bagnai, 2012).

³⁷ Il periodo in cui indicativamente tutti i Paesi periferici hanno raggiunto il pareggio dei conti con l'estero.

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.

Tabella 11. Risultati del modello di regressione WLS per le partite correnti

WLS (HSK)	Periferia 2009q1-2015q2 N = 100	Periferia 2009q1-2015q2 N = 100
Costante	-0,55214 (2,1302)	1,7243 (2,0016)
Credito al settore privato non finanziario	-0,0878*** (0,0130)	-0,0981*** (0,0127)
REER	0,1329*** (0,0165)	0,1479*** (0,0157)
Investimenti	35,3638*** (10,9232)	25,6037*** (9,1689)
Deficit/Surplus fiscale	0,3675*** (0,0663)	0,3338*** (0,0631)
Inflazione	-0,6350** (0,3002)	-0,6920** (0,2939)
Psud – Germania	-0,8866** (0,4115)	-0,6651 (0,2939)
Δ Salario nominale (W)	-0,3434* (0,1794)	
(-1)	-0,4846*** (0,1812)	
Δ NULC		-0,2632 (0,1810)
(-1)		-0,5375*** (0,2025)
R ² corretto	0,843680	0,798591

*** p-value < 0,01; ** p-value < 0,05; * p-value < 0,10. Errori standard fra parentesi.
Fonte: ns. elaborazioni su dati OCSE (OECD, 2017).

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

Nella tabella 11 sono riportati i coefficienti di regressione di due modelli WLS (*weighted least squares* – metodo dei minimi quadrati ponderati) per i Paesi periferici nel periodo 2009 (trimestre 1)-2015 (trimestre 2)³⁸. Come preventivato, il credito al settore privato non

³⁸ Il periodo di analisi è stato così determinato a causa del cambiamento di politica monetaria deciso dalla BCE

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. Essi permettono, dunque, di spiegare una percentuale molto alta della variabilità delle partite correnti dell’area periferica.

6.2. *Test di causalità fra costo del lavoro/salari nominali e partite correnti*

Possiamo dunque passare allo studio dell’eventuale direzione di causalità fra le variabili considerate. L’approccio metodologico si articolerà nei seguenti tre step sequenziali: *i*) in prima istanza, identificheremo l’ordine di integrazione delle serie storiche³⁹; *ii*) successivamente, valuteremo la presenza di cointegrazione fra le coppie di variabili⁴⁰; e *iii*) infine procederemo al *fitting* del modello di autoregressione vettoriale (VAR) e alla valutazione dell’*output* fornito dalla statistica *f* di Fisher.

La verifica dell’esistenza di radici unitarie nei livelli/variazioni delle variabili e nelle relative differenze prime verrà realizzata mediante l’ausilio di tre test statistici: il test di Dickey-Fuller (1981) aumentato (ADF), il test modificato ADF-GLS (o ERS) di Elliot *et al.* (1996) e il test KPSS di Kwiatkowski *et al.* 1992 (tabb. A2 e A3 in Appendice)⁴¹. I test chiariscono che tutte le serie storiche analizzate assumono, con ragionevole certezza, ordine di integrazione pari a 1; una circostanza compatibile con l’analisi di causalità. L’espletamento dei test di cointegrazione di Johansen (1988) fra le coppie di serie storiche (tab. A4 in Appendice) è funzionale – contestualmente al criterio di Akaike – alla

all’inizio del 2015. Difatti, l’attivazione delle operazioni di Quantitative Easing (cosiddetto “bazooka”), modificando il contesto istituzionale e il quadro macroeconomico, avrebbe potuto invalidare la coerenza delle nostre stime.

³⁹ Tale disamina è di fondamentale importanza, poiché noi supponiamo che le serie storiche siano prive di un trend deterministico; dunque, sposiamo la tesi secondo cui esse assumano la forma di una variabile stocastica, che procede per passi successivi in direzioni casuali, descrivendo di fatto una *random walk*. In particolare, una serie che ha un trend rappresentato da una passeggiata aleatoria viene detta integrata di ordine 1, mentre una serie stazionaria con assenza di un trend di natura deterministica è definita integrata di ordine 0 (Stock, Watson, 2010).

⁴⁰ Da un lato, salario nominale e partite correnti e, dall’altro, NULC e partite correnti.

⁴¹ I test ADF e ERS risultano largamente accettati e utilizzati nelle analisi econometriche (Ayat, Burridge, 2000), sebbene il test ADF sulla trasformazione lineare GLS venga comunemente considerato più potente e significativo (Ng, Perron, 2001; Lopez, 2003; Cook, 2016).

scelta dei *lags* ottimali da introdurre nei modelli VAR utilizzati per la valutazione della direzione di causalità⁴².

L'analisi mostra che per Italia, Spagna e Portogallo⁴³ vi sono sintomi di una relazione di cointegrazione fra le coppie di variabili, mentre per la Grecia l'ipotesi nulla non può essere rifiutata.

Riguardo ai test di causalità, dalla tabella 12 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 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, a 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%.

Inoltre, dalla tabella A5 in Appendice rileviamo che i modelli VAR risultano tutti ben specificati. Difatti, in sei casi su otto, sono rispettate le assunzioni fondamentali di indipendenza, omoschedasticità e normalità dei residui; nei rimanenti, invece, sono verificate le ipotesi di indipendenza e omoschedasticità ma non quella di normalità degli errori. In ogni caso, in accordo con Giles e Ullah (1998) e Lütkepohl (2011), la violazione dell'assunzione di normalità distributiva dei residui non compromette la robustezza dei test di causalità di Granger.

Dal punto di vista strettamente economico, dunque, possiamo affermare che una parte dell'aggiustamento strutturale dei conti con l'estero avvenuto nei Paesi periferici dell'Eurozona a seguito della crisi è stato certamente mediato dalla distruzione della domanda interna e di riflesso della domanda nazionale d'importazioni. Difatti, in quasi tutti i Paesi analizzati, non solo i salari nominali e il costo del lavoro sono inversamente correlati con il saldo delle partite correnti, ma ne determinano anche il successivo sentiero dinamico. In altre parole, la contrazione del costo del lavoro ha permesso da un lato una diminuzione della domanda aggregata e quindi delle importazioni di beni e servizi esteri, e dall'altro ha consentito un miglioramento delle ragioni di scambio e quindi della competitività di prezzo delle imprese, finendo con lo stimolare la domanda estera di beni nazionali⁴⁴.

⁴² In particolare, seguiremo due procedure diverse: nel caso di variabili non cointegrate, ci atterremo alla metodologia elaborata da Granger (1969) e Sims (1972); mentre, nel caso di variabili cointegrate, implementeremo l'approccio proposto da Toda e Yamamoto (1995).

⁴³ È necessario specificare che la cointegrazione riguarda solo il NULC e la partite correnti, mentre per il salario nominale e le partite correnti non è confermata.

⁴⁴ Si tratta di una meccanica nient'affatto inedita, in quanto già Meade (1957) e Dornbusch (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

Tabella 12. Risultati del test di causalità di Granger per le coppie di variabili

Variabili	Lags	Chi-Sq.	Prob > Chi-Sq.	Signific.
GRECIA NULC → ca	2	7,4129	0,0042	***
ca → NULC	2	2,4656	0,1117	NO
GRECIA w → ca	2	3,9711	0,0362	**
ca → w	2	1,9668	0,1674	NO
ITALIA NULC → ca	7	160,44	0,0001	***
ca → NULC	7	1,7949	0,2987	NO
ITALIA w → ca	7	26,058	0,0035	***
ca → w	7	3,2066	0,1385	NO
PORTOGALLO NULC → ca	7	6,5028	0,0214	**
ca → NULC	7	0,7447	0,6567	NO
PORTOGALLO w → ca	2	0,9718	0,3965	NO
ca → w	2	3,0576	0,0706	*
SPAGNA NULC → ca	7	16,615	0,0082	***
CA → NULC	7	1,2248	0,4467	NO
SPAGNA w → ca	2	5,9759	0,0097	***
ca → w	2	0,1338	0,8756	NO

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

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

7. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Il depotenziamento della disciplina giuslavoristica sembra aver favorito da un lato la destrutturazione e la “destatualizzazione” delle forme di protezione del lavoro, innescando pericolosi processi di *dumping* sociale e di marginalizzazione dei lavoratori (Zoppini, 2004; Corazza, Romei, 2014); e dall’altro una significativa riduzione dei salari e della domanda aggregata (Tridico, 2012, 2014; Realfonzo, 2013), con conseguente incremento delle disuguaglianze (Tridico, 2015b; Pariboni, 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, 2016), quando il vincolo imposto dai conti con l’estero (cosiddetta “legge di Dixon-Thirlwall”) è diventato troppo stringente, i Paesi periferici hanno dovuto implementare rigide misure di austerità fiscale 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 dei Paesi periferici, incentrato prevalentemente su innovazioni di processo e *low-skilled workers* (Lucarelli *et al.*, 2013; Lucarelli

regioni centrali e periferiche. In tale senso, per queste 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 (Dornbusch, 1996).

li, Romano, 2016), ha reso questa strategia largamente 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 questi ultimi un processo di de-specializzazione produttiva alimentato da diseconomie di scala dinamiche *à la* Kaldor Verdoorn (1949; Kaldor, 1967), in cui la produttività e il reddito aggregato retroagiscono l'una sull'altro secondo processi circolari di causazione cumulativa *à la* Myrdal (1957).

Quindi, le politiche di flessibilizzazione del lavoro – introdotte per consentire il recupero dei gap tecnologici e di competitività fra Paesi periferici 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.

Se, dunque, non si interverrà con adeguati strumenti di correzione e di perequazione delle strutture produttive periferiche ai nuovi paradigmi di specializzazione *high tech* delle aree centrali, le divergenze tecnologiche fra le due aree sono destinate a crescere secondo un trend cumulativo, arrivando a minare in modo irreversibile lo stesso processo di integrazione europeo.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- ADDISON J. T., GROSSO J.-L. (1996), *Job security provisions and employment: Revised estimates*, "Industrial Relations: A Journal of Economy and Society", 35, 4, pp. 585-603.
- ADDISON J. T., TEIXEIRA P. (2005), *What have we learned about the employment effects of severance pay? Further iterations of lazear et. al.*, "Empirica", 32, 3-4, pp. 345-68.
- ALESINA A., ARDAGNA S. (2010), *Large changes in fiscal policy: Taxes versus spending*, "Tax Policy and the Economy", 24, 1, pp. 35-68.
- AMABLE B., DEMMOU L., GATTI D. (2006), *Institutions, unemployment and inactivity in the OECD countries*, PSE, Working Paper No. 2006-16.
- IDD. (2007), *Employment performance and institutions: New answers to an old question*, IZA DP, Working Paper No. 2731, April.
- ANTONIOLI D., PINI P. (2012), *Un accordo sulla produttività pieno di nulla (di buono)*, "Quaderni di Rassegna Sindacale. Lavori", 13, 4, pp. 9-24.
- ARCAND J. L., BERKES E., PANIZZA U. (2015), *Too much finance?*, "Journal of Economic Growth", 20, 2, pp. 105-48.
- ATKINSON A. B., LEIGH A. (2010), *The distribution of top incomes in five Anglo-Saxon countries over the twentieth century*, CEPR Discussion Papers No. 640, Centre for Economic Policy Research, Research School of Economics, Australian National University.
- AYAT L., BURRIDGE P. (2000), *Unit root tests in the presence of uncertainty about the non-stochastic trend*, "Journal of Econometrics", 95, 1, pp. 71-96.
- BACCARO L., REI D. (2007), *Institutional determinants of unemployment in OECD countries: Does the deregulatory view hold water?*, "International Organization", 61, 3, pp. 527-69.
- BAGNAI A. (2010), *Structural changes, cointegration and the empirics of Thirlwall's law*, "Applied Economics", 42, 10, pp. 1315-29.
- ID. (2012), *Il Tramonto dell'euro. Come e perché la fine della moneta unica salverebbe democrazia e benessere in Europa*, Imprimatur, Reggio Emilia.
- ID. (2016), *Italy's decline and the balance-of-payments constraint: A multicountry analysis*, "International Review of Applied Economics", 30, 1, pp. 1-26.
- BAKER D., GLYN A., HOWELL D., SCHMITT J. (2005), *Labour market institutions and unemployment: A critical assessment of the cross-country evidence*, in D. Howell (ed.), *Fighting unemployment. The limits for free market orthodoxy*, Oxford University Press, Oxford.

- BARRO R. J. (1991), *Economic growth in a cross-section of countries*, "Quarterly Journal of Economics", 106, 2, pp. 407-43.
- BELL A., JONES K. (2015), *Explaining fixed effects: Random effects modeling of time-series cross-sectional and panel data*, "Political Science Research and Methods", 3, 1, pp. 133-53.
- BENTOLILA S., BERTOLA G. (1990), *Firing costs and labor demand: How bad is eurosclerosis?*, "The Review of Economic Studies", 57, 3, pp. 381-402.
- BERNAL-VERDUGO L. E., FURCERI D., GUILLAUME D. (2012), *Labor market flexibility and unemployment: New empirical evidence of static and dynamic effects*, Comparative, "Economic Studies", 54, 2, pp. 251-73.
- BERTOLA G., JIMENO J. F., MARIMOM R., PISSARIDES C. (2001), *Eu welfare systems and labor markets: Diverse in the past, integrated in the future?*, in G. Bertola, T. Boeri, G. Nicoletti (eds.), *Welfare and employment in a United Europe*, The MIT Press, Cambridge (MA).
- BERTOLA G., ROGERSON R. (1997), *Institutions and labor reallocation*, "European Economic Review", 41, 6, pp. 1147-71.
- 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", in <https://voxeu.org/article/fixing-flaws-eurozone>.
- BLANCHARD O. J. (2006), *European unemployment: The evolution of facts and ideas*, "Economic Policy", 21, 45, pp. 6-59.
- BLANCHARD O. L., GIAVAZZI F. (2000), *Macroeconomic effects of regulations and deregulation in goods and labor markets*, "Quarterly Journal of Economics", 118, 3, pp. 879-907.
- BLANCHARD O. J., KATZ L. F., HALL R. E., EICHENGREEN B. (1992), *Regional evolutions*, "Brooking papers on economic activity", 23, 1, pp. 1-76.
- BLANCHARD O. J., MUET P. A. (1993), *Competitiveness through disinflation: An assessment of the French macroeconomic strategy*, "Economic Policy", 8, 16, pp. 11-56.
- BLANCHARD O. J., WOLFERS J. (2000), *The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence*, "The Economic Journal", 110, 462, pp. 1-33.
- BOERI T. (2011), *Reducing youth unemployment and dualism*, Università Bocconi-Fondazione Rodolfo Debenedetti, 16 Dicembre, Seoul.
- BOERI T., GARIBALDI P. (2007), *Two tier reforms of employment protection: A honeymoon effect?*, "The Economic Journal", 117, 521, pp. 357-85.
- BOERI T., VAN OURS J. (2013), *The economics of imperfect labor markets*, Princeton University Press, Princeton.
- BREUSCH T. S., PAGAN A. P. (1980), *The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics*, "Review of Economic Studies", 47, 1, pp. 239-53.
- CALMFORS L., HORN H. (1986), *Employment policies and centralized wage-setting*, "Economica", 53, 211, pp. 281-302.
- CESARATTO S. (2013), *Controversial and novel features of the Eurozone crisis as a balance of payment crisis*, in Ó. Dejuán, E. Febrero Paños, J. Uxo Gonzalez (eds.), *Post-Keynesian views of the crisis and its remedies*, Routledge Critical Studies in Finance and Stability, London.
- CESARATTO S., STIRATI A. (2010), *Germany and the European and global crises*, "International Journal of Political Economy", 39, 4, pp. 56-86.
- CINGANO F., LEONARDI M., MESSINA J., 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., WITHER M. (2014), *The minimum wage and the Great Recession: Evidence of effects on the employment and income trajectories of low-skilled workers*, NBER, Working Papers No. 20724.
- 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.
- ID. (2014), *The European crisis and the role of the financial system*, "Journal of Macroeconomics", 39, PB, pp. 250-9.
- COOK S. (2016), *Finite-sample properties of the GLS-based Dickey-Fuller test in the presence of breaks in innovation variance*, "Austrian Journal of Statistics", 33, 3, pp. 305-14.
- CORAZZA L., ROMEI R. (a cura di) (2014), *Diritto del lavoro in trasformazione*, il Mulino, Bologna.
- DEL CONTE M., DEVILLANOVA C., LIEBMAN S., MORELLI S. (2003), *Misurabilità dei regimi di protezione dell'impiego*, Econpubblica, Università Bocconi, Working Paper No. 96, November.
- DEQUECH D. (2007), *Neoclassical, mainstream, orthodox, and heterodox economics*, "Journal of Post Keynesian Economics", 30, 2, pp. 279-302.

- DICKEY D., FULLER W. A. (1981), *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*, "Econometrica", 49, 4, pp. 1057-72.
- DIECKHOFF M., GASH V., STEIBER N. (2015), *Measuring the effect of institutional change on gender inequality in the labour market*, "Research in Social Stratification and Mobility", 39, pp. 59-75.
- DORNBUSH R. (1996), *Euro fantasies*, "Foreign Affairs", 75, 5, pp. 110-24.
- ELLIOTT G., ROTHENBERG T., STOCK J. (1996), *Efficient tests for and autoregressive unit root*, "Econometrica", 64, 4, pp. 813-36.
- ELMESKOV J., MARTIN J. P., SCARPETTA S. (1998), *Key lessons for labor market reforms: Evidence from OECD countries' experiences*, "Swedish Economic Policy Review", 5, 2, pp. 205-52.
- ESPING-ANDERSEN G. (2000), *Who is harmed by labour market regulations? Quantitative evidence*, in G. Esping-Andersen, M. Regini (eds.), *Why deregulate labour markets?*, Oxford University Press, Oxford.
- ESTRADA A., GALÍ J., LÓPEZ-SALIDO D. (2013), *Patterns of convergence and divergence in the Euro Area*, "IMF Economic Review", 61, 4, pp. 601-30.
- FELIPE J. (2005), *A note on competitiveness, unit labor costs and growth: Is "Kaldor's Paradox" a figment of interpretation?*, CAMA, Working Paper No. 2005-06, May, The Australian National University.
- FELIPE J., KUMAR U. (2011), *Unit labor costs in the Eurozone: The competitiveness debate again*, Levy Economics Institute, Working Paper No. 651, February.
- GANGL M., MÜLLER W. (eds.) (2003), *Transition from education to work in Europe: The integration of youth into EU labour markets*, Oxford University Press, Oxford.
- GARIBALDI P., VIOLENTE G. L. (2005), *The employment effects of severance payments with wage rigidities*, "Economic Journal", 115, 506, pp. 799-832.
- GEBEL M., 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, pp. 486-500.
- GHURA D. (1995), *Macro policies, external forces and economic growth in Sub-Saharan Africa*, "Economic Development and Cultural Change", 43, 4, pp. 759-78.
- GIAVAZZI F., PAGANO M. (1990), *Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries*, "NBER Macroeconomics Annual", 5, pp. 75-122.
- GILES D. E. A., ULLAH A. (eds.) (1998), *Handbook of applied economic statistics*, CRC Press, Boca Raton.
- GORDON R. J. (2000), *Does the "new economy" measure up to the great inventions of the past?*, "Journal of Economic Perspectives", 14, 4, pp. 49-74.
- GRANGER C. W. J. (1969), *Investigating causal relation by econometric models and cross-spectral methods*, "Econometrica", 37, 3, pp. 424-38.
- GREGG P., MANNING A. (1997), *Skill-biased change, unemployment and wage inequality*, "European Economic Review", 41, 6, pp. 1173-1200.
- HAMERMESH D. S., PFANN G. A. (1996), *Adjustment costs in factor demand*, "Journal of Economic Literature", 34, 3, pp. 1264-92.
- HAUSMAN J. A. (1978), *Specification test in econometrics*, "Econometrica", 46, 6, pp. 1251-72.
- HECKMAN J. J., PAGÉS-SERRA C. (2000), *The cost of job security regulation: Evidence from Latin American labor markets*, "Economía", 1, 1, pp. 109-44.
- HOLLANDERS, H., ES-SADKI N. (2017), *Regional Innovation Scoreboard 2017*, European Innovation Scoreboard 2015-2017 Report, European Commission, Brussels, DG GROW, 2017.
- IMF (2003), *World economic outlook*, Washington DC.
- ID. (2016), *World economic outlook: Too slow for too long*, Washington DC, April.
- JAPPELLI T., PAGANO M. (1989), *Consumption and capital market imperfections: An international comparison*, "The American Economic Review", 79, 5, pp. 1088-105.
- JAYADEV A. (2007), *Capital account openness and the labour share of income*, "Cambridge Journal of Economics", 31, 3, pp. 423-43.
- JOHANSEN S. (1988), *Statistical analysis of cointegration vectors*, "Journal of Economic Dynamics and Control", 12, 2-3, pp. 231-54.
- KALDOR N. (1967), *Strategic factors in economic development*, Cornell University Press, Ithaca-New York.
- ID. (1978), *The effects of devaluation on trade in manufactures*, in Id.. (ed.), *Further essays on applied economics*, Duckwork, London.
- KEYNES J. M. (1933), *The means to prosperity*, Palgrave Macmillan, London.
- KLEINKNECHT A., OOSTENDORP M. N., PRADHAN M. P., NAASPAD C. W. M. (2006), *Flexible labour, firm performance and the dutch job creation miracle*, "International Review of Applied Economics", 20, 2, pp. 171-87.
- 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., STORM S. (2013), *Labour market rigidities can be useful. A Schumpeterian view*, in S. Fadda, P. Tridico (eds.), *Financial crisis, labour market and institutions*, Routledge, London.
- KUGLER A. D., PICA G. (2004), *Effects of employment protection and product market regulations on the Italian labor market*, CEPR, Discussion Paper No. 4216.
- KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P. C., SCHMIDT P., SHIN Y. (1992), *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?*, "Journal of econometrics", 54, 1-3, pp. 159-78.
- LAPORŠEK, S., PRIMOŽ D. (2012), *Do flexicurity policies affect labour market outcomes? An analysis of EU countries*, "Revija za socijalnu politiku", 19, 2, pp. 107-29.
- LAYARD R., NICHELL 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, pp. 699-726.
- LEVRERO E. S., STIRATI A. (2005), *Distribuzione del reddito e prezzi relativi in Italia: 1970-2002*, "Politica Economica", 21, 3, pp. 401-34.
- LOPEZ C. (2003), *Panel unit root tests with GLS-detrending with an application to purchasing power parity*, University of Cincinnati, July.
- LUCARELLI B. (2011), *German neomercantilism and the European sovereign debt crisis*, "Journal of Post Keynesian Economics", 34, 2, pp. 205-24.
- LUCARELLI S., LUNGHI G. (2012), *The resistible rise of mainstream economics*, Bergamo University Press, Sestante (BG).
- LUCARELLI S., PALMA D., ROMANO R. (2013), *Quando gli investimenti rappresentano un vincolo. Contributo alla discussione sulla crisi italiana nella crisi internazionale*, "Moneta e Credito", 66, 262, pp. 167-203.
- LUCARELLI S., ROMANO R. (2016), *The Italian crisis within the European crisis. The relevance of the technological foreign constraint*, "The World Economic Review", 6, pp. 12-30.
- LÜTKEPOHL H. (2011), *Vector autoregressive models*, Springer, Berlin-Heidelberg-New York.
- MACKINNON J. G. (1996), *Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests*, "Journal of Applied Econometrics", 11, 6, pp. 601-18.
- MACKINNON J. G., HAUG A. A., MICHELIS L. (1996), *Numerical distribution functions of likelihood ratio test for cointegration*, "Journal of Applied Econometrics", 14, 5, pp. 563-77.
- MCLAUGHLIN E. (1992), *Towards active labour market policies: an overview*, in Id. (ed.), *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, pp. 379-96.
- MELITZ J. (1990), *Financial deregulation in France*, "European Economic Review", 34, 2-3, pp. 394-402.
- MILLARD S., MORTENSEN D. (1997), *The unemployment and welfare effects of labor market policy: A comparison of the US and UK*, in D. J. Snower, G. de la Dehesa (eds.), *Unemployment policy: Government options for the labor market*, Cambridge University Press, Cambridge.
- MYRDAL G. (1957), *Economic theory and underdeveloped regions*, University Paperbacks, Methuen, London.
- NEUMARK D., WASCHER W. (2006), *Minimum wages and employment: A review of evidence from the minimum wage research*, NBER, Working Paper No. 12663.
- NG S., PERRON P. (2001), *Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power*, "Econometrica", 69, 6, pp. 1519-54.
- NICHELL S. (1997), *Unemployment and labour market rigidities: Europe versus North America*, "Journal of Economic Perspectives", 11, 3, pp. 55-74.
- NICHELL S., NUNZIATA L., OCHEL W. (2005), *Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?*, "The Economic Journal", 115, 500, pp. 1-27.
- NUNZIATA L. (2002), *Unemployment labour market institutions and shocks*, University Oxford Economics Group, Nuffield College, Working Paper No. 16.
- OECD (ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT) (1994), *The OECD jobs study: Evidence and explanations, Part II – The adjustment potential of the labour market*, Paris.
- ID. (1999), *OECD employment outlook*, Paris, June.
- ID. (2004), *Employment protection regulation and labour market performance*, in *OECD employment outlook*, Paris.
- ID. (2016), *Global economic outlook*, Paris, November.
- OSTRY J. D., LEVY J. (1995), *Household saving in France: Stochastic income and financial deregulation*, "International Monetary Fund Staff Papers", 42, 2, pp. 375-98.

- PACELLA A., REALFONZO R., TORTORELLA ESPOSITO G. (2014), *Flessibilità del lavoro e competitività in Italia, "Diritti, lavori, mercati"*, 1, pp. 57-86.
- PARIBONI R., TRIDICO P. (2016), *Inequality, financialisation and economic decline*, Collana del Dipartimento di Economia, Università degli Studi Roma Tre, Working Paper No. 211.
- IDD. (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*, "Economie e Politica", 7, 2, 16 luglio.
- PIKETTY T., SAEZ E. (2003), *Income inequality in the United States, 1913-1998*, "The Quarterly Journal of Economics", 118, 1, pp. 1-41.
- PISSARIDES C. (1999), *Policy influences on unemployment: The European experience*, "Scottish Journal of Political Economy", 46, 4, pp. 389-418.
- POTRAFKE N. (2010), *Labor market deregulation and globalization: empirical evidence from OECD countries*, "Review of World Economics", 146, 3, pp. 545-71.
- REALFONZO R. (2013), *Deregolamentare per crescere? EPL, quota salari e occupazione*, "Rivista Giuridica del Lavoro", 3, pp. 487-502.
- RODANO G. (1997), *La scuola neoclassica nella macroeconomia contemporanea*, "Rivista Italiana degli Economisti", 3, pp. 383-424.
- SCARPETTA S. (1996), *Assessing the role of labour market policies and institutional setting on unemployment: A cross-country study*, "OECD Economic Studies", 26, 1, pp. 43-98.
- ID. (1998), *Labour market reforms and unemployment: Lessons from the experience of the OECD countries*, Banco Interamericano del Desarrollo, Office of the Chief Economist, Working Paper No. 382.
- SIMS C. A. (1972), *Money, income and causality*, "The American Economic Review", 62, 4, pp. 540-52.
- STIRATI A. (2008), *La flessibilità del mercato del lavoro e il mito del conflitto tra generazioni*, in P. Leon, R. Realfonzo (eds.), *L'economia della precarietà*, manifestolibri, Roma.
- ID. (2011), *Changes in functional income distribution in Italy and Europe*, in E. Brancaccio, G. Fontana (eds.), *The global economic crisis. New perspectives on the critique of economic theory and policy*, Routledge, London.
- STOCK J. H., WATSON M. W. (2010), *Introduction to econometrics*, 3° edition, Addison-Wesley, Boston.
- SYLOS LABINI P. (1984), *Le forze dello sviluppo e del declino*, Laterza, Roma-Bari.
- ID. (1992), *Elementi di dinamica economica*, Laterza, Roma-Bari.
- ID. (1993), *Progresso tecnico e sviluppo ciclico*, Laterza, Roma-Bari.
- ID. (2003), *Le prospettive dell'economia mondiale*, "Moneta e Credito", 56, 223, pp. 267-95.
- ID. (2004), *Torniamo ai classici. Produttività del lavoro, progresso tecnico e sviluppo economico*, Laterza, Roma-Bari.
- TODA H., YAMAMOTO T. (1995), *Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes*, "Journal of econometrics", 66, 1, pp. 225-50.
- TRIDICO P. (2009a), *Flessibilità e istituzioni nel mercato del lavoro: dagli economisti classici agli istituzionalisti*, "Economia & Lavoro", 43, 1, pp. 113-39.
- ID. (2009b), *Flessibilità, sicurezza e ammortizzatori sociali in Italia*, Collana del Dipartimento di Economia, Università degli Studi Roma Tre, Working Paper No. 107.
- ID. (2012), *Financial crisis and global imbalances: Its labour market origins and the aftermath*, "Cambridge Journal of Economics", 36, 1, pp. 17-42.
- ID. (2013), *The impact of the economic crisis on The EU labour market: A comparative perspective*, "International Labour Review", 152, 2, pp. 175-90.
- ID. (2014), *Riforme del mercato del lavoro, occupazione e produttività: un confronto tra l'Italia e l'Europa, "Sindacalismo"*, 28, pp. 61-92.
- ID. (2015a), *From economic decline to the current crisis in Italy*, "International Review of Applied Economics", 29, 2, pp. 164-93.
- ID. (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, pp. 45-53.
- VERGEER R., KLEINKNECHT A. (2012), *Do flexible labor market indeed reduce unemployment? A robustness check*, "Review of Social Economy", 70, 4, pp. 451-67.
- ZOPPINI A. (ed.) (2004), *La concorrenza tra ordinamenti giuridici*, Laterza, Roma-Bari.

APPENDICE

Tabella A1. Descrizione dei dati e delle fonti delle variabili utilizzate nei modelli GLS

Variabile	Definizione	Fonte
<i>Variabili dipendenti</i>		
Tasso di disoccupazione totale	Rapporto fra disoccupati totali e forza lavoro totale	OCSE
Tasso di disoccupazione giovanile	Rapporto fra i giovani disoccupati (15-24 anni) e la forza lavoro giovanile (15-24 anni)	OCSE
Tasso di occupazione totale	Rapporto fra occupati totali e popolazione totale	OCSE
Tasso di occupazione giovanile	Rapporto fra i giovani occupati (15-24 anni) e la popolazione giovanile (15-24 anni)	OCSE
<i>Variabili esplicative (variabili di controllo)</i>		
Tasso di investimento	Investimenti fissi lordi annuali in percentuale del PIL	IMF
PIL pro-capite	Rapporto annuale fra PIL e popolazione totale	OCSE
Indice dei prezzi al consumo	Media ponderata dei prezzi al consumo	OCSE
Tasso di interesse reale	Tasso di interesse corretto per l'inflazione	Banca Mondiale
Popolazione (0-14 anni)	Peso percentuale dei giovani con età fra i 0 e i 14 anni sulla popolazione totale	Banca Mondiale
Salari medi	Retribuzioni medie annuali dei lavoratori dipendenti	OCSE
<i>Variabili esplicative (istituzioni del mercato del lavoro)</i>		
Salario minimo	Presenza di un salario minimo orario	OCSE
Tasso di sindacalizzazione	Lavoratori dipendenti iscritti al sindacato/totale degli occupati	OCSE
EPRC	Grado di tutela dei lavoratori a tempo indeterminato	OCSE
EPT	Grado di tutela dei lavoratori a tempo determinato	OCSE
Dualismo lavoro	Differenza fra EPRC ed EPT, normalizzata sull'EPT	OCSE

Tabella A2. 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	NO	-0,62	NO
NULC (GRE)	-3,39	*	-1,59	NO
W (GRE)	-0,40	NO	-0,46	NO
CA (ITA)	-0,26	NO	-0,35	NO
NULC (ITA)	-3,40	*	-1,59	NO
W (ITA)	-0,40	NO	-0,46	NO
CA (POR)	-2,10	NO	-1,74	NO
NULC (POR)	-1,74	NO	-0,96	NO
W (POR)	-2,24	NO	-2,25	NO
CA (SPA)	-2,10	NO	-1,74	NO
NULC (SPA)	-2,57	NO	-1,74	NO
W (SPA)	-2,24	NO	-2,25	NO

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 A3 (sezione 1). 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	***
NULC (GRE)	-6,00	***	-2,32	NO
W (GRE)	-5,76	***	-1,54	NO
CA (ITA)	-4,16	***	-4,19	***
NULC (ITA)	-6,91	***	-3,64	***
W (ITA)	-5,61	***	-3,38	**
CA (POR)	-6,57	***	-3,13	**
NULC (POR)	-7,23	***	-3,25	**
W (POR)	-3,84	**	-2,81	*
CA (SPA)	-6,41	***	-3,52	**
NULC (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 A3 (sezione 2). Risultati del test KPSS sulle differenze prime delle variabili incerte

Variabili	KPSS	Significatività	Decisione
NULC (GRE)	0,285224	No	Stazionaria
W (GRE)	0,185728	No	Stazionaria
W (POR)	0,0812823	No	Stazionaria
W (SPA)	0,1184499	No	Stazionaria

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

Tabella A4. Risultati del test di cointegrazione di Johansen per le coppie di variabili

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

Note: 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).

Tabella A5. Test di indipendenza, omoschedasticità e normalità sui modelli VAR (costo del lavoro/salari – partite correnti)

Variabili	Ljung-box 1	Ljung-box 2	ARCH 1	ARCH 2	Doornik-Hansens
GRE (NULC) χ	1,7527	2,1203	0,5094	1,6309	10,0835
Prob > χ	0,416	0,346	0,7751	0,4424	0,0390
GRE (W) χ	1,1265	0,7080	1,1724	2,2555	8,9392
Prob > χ	0,569	0,702	0,5564	0,3238	0,0626

(segue)

Tabella A5. (*seguito*)

Variabili	Ljung-box 1	Ljung-box 2	ARCH 1	ARCH 2	Doornik-Hansens
ITA (NULC) χ	10,0792	10,9265	5,5813	3,8319	3,8900
Prob $> \chi$	0,184	0,142	0,5894	0,7989	0,4211
ITA (W) χ	8,79829	13,4764	5,9984	5,2273	4,3649
Prob $> \chi$	0,267	0,0613	0,5399	0,6322	0,3589
POR (NULC) χ	7,2928	12,5442	8,8443	4,0034	5,9427
Prob $> \chi$	0,399	0,084	0,2640	0,7794	0,2035
POR (W) χ	0,6034	2,6613	1,4269	0,5769	5,7699
Prob $> \chi$	0,74	0,264	0,4899	0,7494	0,2170
SPA (NULC) χ	13,4924	7,3008	3,4270	2,9668	3,5974
Prob $> \chi$	0,061	0,398	0,8429	0,8881	0,4632
SPA (W) χ	0,5524	0,1171	1,4331	0,2195	17,2458
Prob $> \chi$	0,759	0,943	0,4884	0,8960	0,0017

