

principio sono in grado di mettere in difficoltà qualsiasi banca centrale. In altre parole, quale che sia il livello delle riserve di una singola banca centrale, gli speculatori privati possono disporre di dotazioni comunque maggiori. Questa chiave di lettura alternativa, dunque, segnala che **le vendite speculative possono costituire una causa in sé del crollo dei regimi di cambio fisso anziché un mero sintomo di politiche incoerenti** da parte del Paese attaccato. A tale critica se ne possono poi aggiungere molte altre. Per esempio, un Paese che tenga sotto controllo la bilancia commerciale e che sia quindi dotato di cospicue riserve di valuta estera, può comunque subire gli effetti di una crisi che riguardi Paesi limitrofi con cui esso intrattenga importanti relazioni economiche e finanziarie: basti notare che il Paese in questione potrebbe esser creditore netto degli altri Paesi in crisi, e potrebbero quindi sorgere dubbi sulle possibilità effettive di recupero di quei crediti. In tal caso potrebbe attivarsi un effetto di **contagio finanziario**, che induce gli speculatori ad attaccare anche il Paese in questione.

Da tali diverse interpretazioni emerge dunque l'opportunità di coordinare le politiche delle banche centrali dei diversi Paesi in modo da contrastare più efficacemente eventuali coalizioni di speculatori, o di introdurre regolamentazioni che limitino l'attività speculativa e la libertà di movimento dei capitali.

4.10 Flessibilità del lavoro, occupazione e disoccupazione

Da molti anni il dibattito di politica economica si concentra sulla cosiddetta flessibilità del lavoro, vale a dire sull'insieme di norme che regolano i rapporti di lavoro. Particolare attenzione è stata dedicata ai regimi di protezione dell'impiego, come per esempio le norme che disciplinano la durata dei contratti e i licenziamenti. Alcuni economisti del mainstream hanno affermato che, se i contratti fossero di breve durata o se fosse più facile licenziare, la flessibilità del lavoro aumenterebbe e il mercato del lavoro diventerebbe più dinamico: le imprese avrebbe-

ro la possibilità di adattarsi meglio ai cicli produttivi e ai cambiamenti nella tecnologia e nei gusti dei consumatori, e sarebbero quindi indotte ad assumere di più. Il tema, come si può intuire, è estremamente complesso. Basti pensare che un'analisi approfondita del nesso tra flessibilità del lavoro e possibilità di adattamento delle imprese richiederebbe una modellistica in grado di indagare sui movimenti di capitale e di lavoro da un settore all'altro. I modelli macroeconomici, in particolare quelli didattici, risultano quindi inadatti a questo genere di studi. Tuttavia, è interessante notare che **anche per il modello macroeconomico mainstream di Blanchard una maggiore flessibilità del lavoro aumenta l'occupazione e riduce la disoccupazione**. Per esempio, se vengono abolite le norme che proteggono i lavoratori contro i licenziamenti, è ragionevole supporre che i lavoratori risultino più deboli sul piano contrattuale e che quindi il loro grado di conflittualità z si riduca. Ma noi abbiamo visto che nel modello AS-AD la riduzione di z genera moderazione salariale, e che questa a sua volta riduce il livello dei prezzi P , aumenta le scorte monetarie in termini reali M/P , riduce il tasso d'interesse i , quindi stimola gli investimenti I , la domanda di merci Z , la produzione Y e l'occupazione N , infine riduce la disoccupazione u . Inoltre, come abbiamo visto nel capitolo precedente, a un risultato analogo giunge anche il nuovo modello IS-LM-PC di Blanchard, con l'unica precisazione che la politica di flessibilità del lavoro deve essere accompagnata da una politica monetaria espansiva. La tesi secondo cui la flessibilità del lavoro accresce l'occupazione e riduce la disoccupazione ha lungamente prevalso anche in ambito politico e ha prodotto numerosi cambiamenti nelle leggi che disciplinano i rapporti di lavoro. Tali mutamenti sono testimoniati dal fatto che in questi anni gli indici di protezione dei lavoratori calcolati dall'OCSE si sono ridotti in diversi Paesi europei. In Italia, in particolare, abbiamo assistito a una significativa diffusione dei contratti temporanei e a un progressivo ridimensionamento delle tutele contro i licenziamenti. L'indice di protezione dei lavoratori calcolato per l'Italia si è quindi ridotto in misura significativa.

La tab. 2 mostra i cambiamenti avvenuti in vari Paesi tra il 1992 e il 2013 dei cosiddetti indici EPL (Employment Protection Legislation) calcolati dall'OCSE, che misurano il grado di protezione degli impieghi (riduzioni dell'indice segnalano minori tutele normative per i lavoratori e quindi maggiore flessibilità del lavoro).

Ma quali sono stati gli effetti concreti della maggiore flessibilità del lavoro sull'occupazione e sulla disoccupazione? Ebbene, gli studi empirici pubblicati negli ultimi anni forniscono risultati che entrano sotto vari aspetti in contraddizione con le previsioni della teoria mainstream. L'esempio più celebre, in tal senso, è il test dell'OCSE descritto nell'appendice statistica di questo volume.

Più di recente Boeri e van Ours hanno pubblicato un'ampia rassegna dalla quale emergono risultati contrastanti. In primo luogo, su otto ricerche effettuate sui soli flussi annuali di disoccupati, tutte sembrano indicare che la maggiore flessibilità del lavoro riduce i flussi di disoccupazione. Tuttavia, tre di quelle ricerche indicano che l'effetto sui flussi annuali di occupati è incerto, e altre due segnalano che l'effetto sui flussi di occupati è addirittura negativo. Ma soprattutto, se si passa dall'analisi dei flussi annuali a quella degli stock totali di occupati e disoccupati, i risultati contrastano in termini ancor più netti con la teoria mainstream. Su tredici ricerche realizzate sugli stock, nove di esse danno risultati indeterminati, tre segnalano che la maggior flessibilità del lavoro riduce l'occupazione e aumenta la disoccupazione, e una soltanto segnala che la flessibilità riduce la disoccupazione²⁰. La tesi prevalente, secondo cui la flessibilità aumenterebbe i posti di lavoro, non sembra dunque trovare riscontri empirici convincenti.

²⁰ T. Boeri, J. van Ours, *The Economics of Imperfect Labor Markets*, Princeton University Press, 2008.

Tabella 2

I mutamenti degli indici di protezione dei lavoratori nei Paesi OCSE. OCSE Overall Employment protection* (indice generale di protezione dell'impiego)

Paese	1992	2013
Australia	1,02	1,27
Austria	2,03	1,84
Belgio	3,19	2,09
Canada	0,59	0,59
Corea	3,08	2,25
Danimarca	2,65	1,79
Finlandia	1,85	1,86
Francia**	2,98	3,00
Germania	2,92	2,00
Giappone	1,69	1,12
Grecia**	3,78	2,21
Irlanda	0,84	1,01
Italia	3,76	2,26
Messico	3,10	2,05
Norvegia	2,73	2,67
Nuova Zelanda	0,81	1,20
Paesi Bassi	2,20	1,88
Polonia	1,49	1,99
Portogallo	3,98	2,50
Regno Unito	0,64	0,70
Spagna	3,65	2,31
Stati Uniti	0,25	0,25
Svezia	2,78	1,71
Svizzera	1,36	1,36
Turchia	3,63	3,59
Ungheria	1,31	1,42

* Valore 2013 calcolato con la procedura OCSE. ** Si tratta del dato del 2012 (valore 2013 n.d.)

Ma c'è di più. Anche Blanchard, dopo un'accurata disamina dei principali lavori empirici sul tema, è giunto a una conclusione secca: "le differenze nei regimi di protezione dell'impiego appaiono largamente incorrelate alle diffe-

renze tra i tassi di disoccupazione dei vari Paesi”²¹.

Lo stesso Blanchard dunque riconosce che i dati non confermano le tesi sul nesso tra maggiore flessibilità e minore disoccupazione che potrebbero trarsi dal suo stesso modello didattico.

Di converso, proprio l’indeterminatezza dei risultati empirici su flessibilità del lavoro, occupazione e disoccupazione sembra dare sostegno alle tesi del modello critico alternativo. Infatti, come sappiamo, il modello alternativo si caratterizza per una AD verticale, o comunque una AD con inclinazione a priori indeterminata: per cui, come abbiamo visto in precedenza, una riduzione delle protezioni dell’impiego, che comporti una riduzione del parametro z di conflittualità dei lavoratori, ha effetti nulli o comunque indeterminati su occupazione e disoccupazione. Il che in effetti appare maggiormente in linea con i risultati empirici della letteratura in materia.

Inoltre, va ricordato che mentre per il modello mainstream una riduzione delle tutele del lavoro che riduca il parametro z non ha effetti sul salario reale, per il modello alternativo la diminuzione di z implica un calo del salario reale di equilibrio e uno spostamento della distribuzione del reddito dai salari ai profitti. Su questo tema, come ha notato anche l’OCSE, non si è accumulata molta letteratura empirica. Eppure anche in tal caso si trovano evidenze in linea con le relazioni suggerite dal modello alternativo²².

Naturalmente, sia i modelli riportati nei manuali di Blanchard sia il modello alternativo rappresentano dei meri strumenti didattici, troppo semplificati per esser messi direttamente sul banco di prova delle verifiche empiriche, specialmente riguardo a temi complessi come quello della flessibilità del lavoro. Tuttavia, il fatto che i dati non smentiscono le conclusioni del modello alternativo mentre sembrano entrare in contrasto con gli esiti del modello mainstream, appare degno di nota e meritevole di approfondimento.

²¹ O. Blanchard, “European unemployment: the evolution of facts and ideas”, *Economic Policy*, 2006.

²² Per una rassegna della letteratura e per alcune evidenze empiriche, si rinvia a Brancaccio, E., Garbellini, N., Giammetti, R. (2018). “Structural Labour Market Reforms, GDP growth and the Functional Distribution of Income”, *Structural Change and Economic Dynamics*, Volume 44, March, pp. 34-45.

APPENDICE I IL TEST OCSE SU FLESSIBILITÀ DEL LAVORO E DISOCCUPAZIONE

di *Domenico Suppa**

AI.1 Introduzione

Questa appendice è dedicata allo svolgimento di un esercizio statistico finalizzato a verificare se esiste una relazione tra il grado di flessibilità del lavoro e il tasso di disoccupazione. Effettuato dall'OCSE per la prima volta nel 1999 e poi più volte ripetuto in varie forme, il test utilizza come misura della flessibilità del lavoro il cosiddetto Employment Protection Legislation index (EPL), un indice di protezione dei lavoratori calcolato dalla stessa OCSE. Le protezioni dei lavoratori indicano l'insieme delle norme che penalizzano i licenziamenti ingiustificati, limitano la stipula di contratti a tempo determinato, e così via. Quanto minori sono le protezioni di cui godono i lavoratori, tanto minore è l'indice EPL e tanto più si può dire che il mercato del lavoro è flessibile. Nel caso opposto, con alte protezioni e alto EPL si dice che il mercato del lavoro è rigido. Il test OCSE pone dunque la domanda: esiste una relazione tra indice EPL e tasso di disoccupazione? In particolare, se le protezioni del lavoro sono alte e quindi l'indice EPL è elevato, si registra anche un alto tasso di disoccupazione?¹

* Università della Campania "Vanvitelli". E-mail: domenico.suppa@unicampania.it.

¹ OECD Employment Outlook, chart 2.2, p. 72. Una rassegna di studi in tema è contenuta nell'OECD Employment Outlook del 2013. I risultati ottenuti dall'OCSE (a partire dal 1999)

A tale riguardo, come è noto, i modelli esaminati nei capitoli precedenti giungono a conclusioni diverse. L'indice EPL, infatti, rientra tra i fattori che contribuiscono a determinare il parametro di conflittualità dei lavoratori z . Se EPL è alto, si può ritenere che i lavoratori siano più forti contrattualmente e quindi che z sia più elevato. Ora, quando z è alto, per il modello mainstream di Blanchard si dovrebbe registrare un tasso di disoccupazione elevato, mentre per il modello alternativo non dovrebbe rilevarsi un particolare effetto sul tasso di disoccupazione. Il test OCSE può dunque contribuire a verificare quale dei due modelli risponda meglio sul banco di prova dei dati. Scopo del presente esercizio è di guidare gli studenti in un primo approccio alle analisi empiriche. Sia pure a un livello solo didattico, si tenta così di soddisfare l'esigenza di sottoporre le proposizioni teoriche non solo alla valutazione della loro coerenza logica, ma anche al vaglio della loro congruenza con l'evidenza empirica.

La procedura presentata va dal reperimento dei dati statistici all'elaborazione dell'indice di correlazione, con qualche breve cenno all'analisi di regressione. Naturalmente, una trattazione teorica delle metodologie statistiche ed econometriche applicate alla relazione tra EPL e tasso di disoccupazione esula dagli scopi di questa appendice. I concetti statistici impiegati saranno qui introdotti in modo molto sintetico e intuitivo. Per ogni approfondimento si rinvia ai consigli di lettura riportati nelle note bibliografiche.

Lo studente è invitato a mettere in pratica l'esercitazione riportata in questa appendice avvalendosi anche delle istruzioni e dei dati riportati nella sezione didattica del sito www.emilianobrancaccio.it.

sono stati pubblicati nei vari OECD Employment Outlooks. Si vedano in particolare gli Outlooks del 1999 e del 2004, soprattutto il secondo per la metodologia seguita dall'OCSE nella costruzione dell'indice EPL.

Al.2 La correlazione tra EPL e tasso di disoccupazione

Per verificare se tra EPL e tasso di disoccupazione sussista o meno una relazione statisticamente significativa, la prima operazione da compiere consiste nel procurarsi i dati che riguardano queste due variabili. L'operazione va effettuata per un certo numero di paesi (nel nostro caso 34 paesi, quelli per i quali l'OCSE calcola l'indice EPL) e per un arco temporale sufficientemente lungo (nel nostro caso 31 anni, dall'anno 1985 al 2015, che è il periodo più ampio di disponibilità dei dati sull'EPL). Successivamente, le prime analisi statistiche possono essere condotte mediante il calcolo dell'indice di correlazione e della regressione lineare; quest'ultima in tal caso è detta "semplice" dal momento che si ha una sola variabile esplicativa, l'EPL, mentre il tasso di disoccupazione è la variabile dipendente, ossia quella di cui si cerca di spiegare l'andamento².

Per imparare a organizzare i dati ed effettuare i calcoli più semplici è sufficiente l'impiego del tradizionale foglio elettronico *Excel* o simili (ma è generalmente consigliabile acquisire anche dimestichezza con software statistici dedicati come *R* o *Stata*, che sono tra i più diffusi).

Per l'EPL prendiamo come riferimento il cosiddetto "Overall EPL version 1", la cui serie storica è piuttosto ampia: i dati di questo indice EPL possono essere scaricati dal sito internet dell'OCSE³. I dati che riguardano il tasso di

² Per una trattazione introduttiva rigorosa, moderna ed accessibile, sia alla statistica descrittiva, sia a quella inferenziale, cfr. D. Piccolo, *Statistica per le decisioni*, il Mulino, Bologna, nuova edizione 2010. Per una esposizione avanzata, con le dimostrazioni, degli enunciati presenti in questo paragrafo, si veda D. Piccolo, *Statistica*, il Mulino, Bologna, 1998. Per approfondimenti di econometria, a un livello intermedio, si rinvia a J. H. Stock and M. W. Watson, *Introduction to Econometrics*, 3rd ed., Pearson Higher Education, 2011 oppure, a un livello più avanzato, W. H. Greene, *Econometric Analysis*, 7th ed., Prentice Hall, 2012.

³ Si veda <http://www.oecd.org/els/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm>. Le informazioni pubblicate sui siti internet (anche quelle prodotte dalle istituzioni internazionali) sono spesso soggette a notevoli variazioni e, talvolta, possono risultare non più reperibili con il passare del tempo. Pertanto, i dati sui quali è basata questa esercitazione sono resi disponibili in forma di foglio elettronico all'indirizzo web: www.emilianobrancaccio.it (sezione "didattica"). La procedura di calcolo dell'Overall EPL version 1 è descritta a pag. 102 del OECD, *Employment Outlook 2004* (inoltre, il secondo capitolo di tale testo contiene la descrizione dettagliata della metodologia che,

disoccupazione si riferiscono al cosiddetto “Harmonised Unemployment Rate” (HUR) e anch’essi possono essere scaricati dal sito dell’OCSE⁴.

Dal punto di vista metodologico, è opportuno precisare che la relazione che ci accingiamo a testare non è automaticamente interpretabile come rapporto di causa-effetto: l’individuazione dei rapporti di causalità è compito primario dell’analisi teorica, e solo successivamente ha senso verificare tali nessi causali mediante l’impiego di tecniche statistiche avanzate, di cui non ci occuperemo in questa sede. D’altra parte, la relazione che testeremo è un primo *step* del procedimento di analisi volto a scoprire se tra le variabili in esame sussiste una qualche dipendenza probabilistica, ossia per verificare se al variare dell’EPL cambia la probabilità con la quale la disoccupazione tende ad essere più elevata o più bassa. Se dalle analisi statistiche risulta che le due variabili sono indipendenti, allora diventa anche più difficile considerare valido – ovvero “significativo” nel linguaggio della statistica inferenziale – un eventuale rapporto di causalità ipotizzato in sede teorica.

Per riprodurre il test dell’OCSE, prendendo l’intero arco temporale per il quale sono disponibili i dati, calcoliamo innanzitutto i valori medi dell’indice di protezione dei lavoratori EPL e del tasso di disoccupazione HUR per ogni singolo paese. La tabella seguente raccoglie tali valori medi.

a partire dalla rilevazione di 21 variabili fondamentali, perviene alla costruzione dei vari indicatori sintetici dell’EPL). Sebbene, di recente l’OCSE non pubblichi più on line tale indicatore, l’Overall EPL version 1 consente di avere una misura complessiva del grado di protezione del lavoro per un numero insieme di Paesi e in riferimento ad un arco temporale sufficientemente lungo. Naturalmente, lo stesso test statistico proposto in questa appendice è stato condotto anche sulle singole componenti dell’Overall EPL version 1 senza ottenere apprezzabili differenze nei risultati. Inoltre, per gli studenti è sempre consigliabile impiegare diverse variabili per esercitarsi nel calcolo, nell’interpretazione della correlazione e del modello di regressione semplice.

⁴ Si veda <https://data.oecd.org/unemp/harmonised-unemployment-rate-hur.htm>. L’indice HUR è consigliato a fini del confronto tra paesi.

Tabella 1

Indice di protezione dei lavoratori (Overall EPL version 1) e tasso di disoccupazione (HUR) in 34 paesi (medie sul periodo 1985-2015)

Paese	Codice Paese	Indice di protezione dei lavoratori (Overall EPL Ver. 1)	Tasso di disoccupazione (HUR)
1 Australia	AUS	1,09841971	6,89020316
2 Austria	AUT	1,95900048	4,7652173
3 Belgium	BEL	2,63167071	8,25645139
4 Canada	CAN	0,58531745	8,19301113
5 Switzerland	CHE	1,360119	4,3738085
6 Chile	CHL	2,813492	8,1552559
7 Czech Republic	CZE	2,01214107	6,40507252
8 Germany	DEU	2,43873133	7,85399988
9 Denmark	DNK	1,94748922	6,03010755
10 Spain	ESP	3,0341236	16,7209779
11 Estonia	EST	2,09143533	9,91140337
12 Finland	FIN	1,90619874	9,26369064
13 France	FRA	2,95046533	10,0260755
14 United Kingdom	GBR	0,73373018	7,25591413
15 Greece	GRC	3,37985757	14,3284309
16 Hungary	HUN	1,41517846	8,07833355
17 Ireland	IRL	0,88929938	10,7333335
18 Iceland	ISL	1,1775795	4,56538454
19 Israel	ISR	1,455357	7,75912586
20 Italy	ITA	3,13598122	9,39865616
21 Japan	JPN	1,44889169	3,70994626
22 Korea	KOR	2,545635	3,42901233
23 Luxembourg	LUX	2,998016	3,48763439
24 Mexico	MEX	3,05338521	3,87703245
25 Netherlands	NLD	2,03351743	5,87231187
26 Norway	NOR	2,68175271	4,03734563
27 New Zealand	NZL	1,05701885	6,20586087
28 Poland	POL	1,68799617	12,6710532
29 Portugal	PRT	3,67431234	8,26075203
30 Slovak Republic	SVK	1,80919305	14,7925922
31 Slovenia	SVN	2,16397407	7,08750035
32 Sweden	SWE	2,38536531	6,36505381
33 Turkey	TUR	3,61656746	9,60606064
34 United States	USA	0,25333335	6,11586032

Calcoliamo ora il coefficiente di correlazione, indicato con ρ . Questo indicatore statistico misura la forza del legame lineare tra due generiche variabili x e y . Esso assume valori tra -1 e 1; è simmetrico ($\rho_{xy} = \rho_{yx}$); $\rho_{xx} = 1$; vale 1 o -1 solo se tra le variabili x e y esiste un perfetto legame lineare,

rispettivamente positivo o negativo; è invariante a meno del segno se le variabili sono sottoposte a trasformazioni lineari; è nullo se x e y sono tra loro indipendenti⁵.

Per semplificare la notazione nell'effettivo calcolo di ρ indichiamo con x l'indice di protezione del lavoro EPL e con y il tasso di disoccupazione HUR. Con $E(x)$ indichiamo la media della variabile x . Con n indichiamo il numero dei paesi. La formula da applicare è la seguente:

$$\rho_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n \{[x_i - E(x)] [y_i - E(y)]\}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n [x_i - E(x)]^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n [y_i - E(y)]^2}}$$

Ossia, il coefficiente di correlazione ρ_{xy} è dato dal rapporto tra la *covarianza* di x e y , situata al numeratore, e il prodotto delle *deviazioni standard* delle due variabili, che si trova al denominatore. La covarianza è la somma dei prodotti degli scarti dalle medie di x e di y , per cui il segno di ρ_{xy} è determinato dal prevalere dei prodotti degli scarti con segno positivo oppure con segno negativo. Il denominatore determina invece la normalizzazione di ρ tra -1 e 1⁶.

La formula può anche essere riscritta nel seguente modo, che facilita la computazione:

$$\rho_{xy} = \frac{E(xy) - E(x)E(y)}{\sqrt{E(x^2) - [E(x)]^2} \sqrt{E(y^2) - [E(y)]^2}}$$

Partendo dai dati della tabella 1 ed effettuando il calcolo della formula, lo studente potrà verificare che $\rho_{xy} = 0.195$. Si tratta di un valore decisamente basso, che sta ad indicare l'assenza di una correlazione significativa tra indici di protezione del lavoro (EPL) e tassi di disoccupazione (HUR).

⁵ In generale, non vale il viceversa, cioè variabili incorrelate possono essere dipendenti, tranne quando le due variabili si distribuiscono come delle variabili casuali normali, solo in tal caso l'incorrelazione implica l'indipendenza. Inoltre, le proprietà del coefficiente di correlazione possono essere facilmente memorizzate considerando che esso è il coseno dell'angolo compreso tra i vettori x e y (appartenenti allo spazio euclideo ad n dimensioni).

⁶ Come si dimostra grazie alla disuguaglianza di Cauchy-Schwarz: il prodotto di due vettori non può essere in modulo superiore al prodotto delle rispettive lunghezze.

In generale, dopo aver calcolato il coefficiente di correlazione è possibile approfondire ulteriormente l'analisi con esercizi ulteriori. In tal senso, occorre formulare in modo preciso l'ipotesi teorica da sottoporre al test statistico. Pertanto diremo che “ y è una funzione crescente di x ”, ovvero nel nostro caso che “il tasso di disoccupazione aumenta all'aumentare dell'EPL”.

A questo punto è possibile effettuare l'analisi grafica dello *scatter plot*, vale a dire del grafico della Figura 1. Esso riporta i dati della Tabella 1, ossia sulle ascisse i valori medi nel tempo dell'indice di protezione del lavoro EPL di ciascun paese e sulle ordinate i valori medi nel tempo del tasso di disoccupazione HUR di ciascun paese. Già da un esame visivo dello *scatter plot* è possibile verificare che non sussiste alcuna relazione crescente significativa tra EPL e tasso di disoccupazione. I dati infatti si disperdono in tutto il grafico senza assumere una forma particolare, e in vari casi risultano contrari all'ipotesi teorica: paesi come Messico, Corea, Norvegia o Austria, pur presentando livelli medi di protezione del lavoro di gran lunga superiori a quelli di Stati Uniti, Canada o Gran Bretagna, sono caratterizzati da livelli di disoccupazione in media più bassi di questi ultimi. L'esercitazione può essere ripetuta introducendo dei *lag* temporali, oppure può essere effettuata sulle variazioni medie dei due indicatori calcolate per i paesi considerati, senza che il risultato cambi in modo significativo.

Il passaggio successivo consiste nello stimare una relazione funzionale tra EPL e HUR determinandone i parametri, cioè effettuando un'*analisi di regressione lineare*. Un'elevata correlazione indicherebbe che tra le variabili x e y sussiste una relazione lineare del tipo⁷:

⁷ La validità di un modello di regressione richiede che siano verificate tutte le ipotesi standard sulle quali si fonda la sua formulazione e l'applicazione, dove risulta necessario e possibile, delle tecniche per la rimozione delle ipotesi non soddisfatte. Per le ipotesi del modello di regressione ed una trattazione approfondita di questo tipo di analisi si rinvia lo studente ai corsi istituzionali di statistica ed econometria e alla letteratura citata in precedenza. Vale anche la pena di sottolineare che, per ovvie ragioni di spazio, nella presente esposizione ipersemplificata, non distinguiamo esplicitamente tra variabile casuale, campione e realizzazione campionaria, tra parametro, stimatore e valore stimato (o stima), sebbene ciò sia indispensabile per un corretto approccio inferenziale. Per esempio, sarebbe stato necessario distinguere

$$y_i = a + b x_i + e_i$$

Questa è detta *retta di regressione*, nella quale a e b sono, rispettivamente, l'intercetta e il coefficiente angolare della retta che approssima i punti dello *scatter plot* e $e_i = y_i - a + b x_i$ rappresenta l'*errore* che si commette con tale approssimazione. Il metodo per la determinazione dei parametri a e b della retta di regressione $y_i = a + b x_i$ è quello della *minimizzazione della somma dei quadrati degli residui* (o *errori*, nella nostra terminologia semplificata) $Dev(e) = \sum_{i=1}^n e_i^2$. Seguendo tale procedimento analitico è possibile pervenire alle seguenti stime dei parametri:

$$b = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n [y_i - E(y)]^2}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n [x_i - E(x)]^2}} \rho_{xy} \qquad a = E(y) - bE(x)$$

Per la relazione tra EPL (indicato con x) e HUR (indicato con y), dai dati riportati nella Tabella 1 e utilizzando queste due formule, otteniamo i seguenti parametri stimati:

$$b = 0.714; \qquad a = 6.301$$

Noti questi parametri, sul grafico di Figura 1 possiamo anche riportare l'equazione e tracciare la retta di regressione. Un primo criterio di valutazione della *bontà di adattamento* della retta di regressione ai punti dello *scatter plot* è fornito dal rapporto tra la variabilità spiegata dalla retta stimata e quella della variabile dipendente y . Questo rapporto è denominato *indice di determinazione* ed è indicato dal simbolo R^2 (*R-quadro*). Il calcolo dell' R^2 deriva dalla sua definizione ed è possibile dimostrare che esso è uguale al quadrato dell'indice di correlazione:

le variabili casuali (v. c.) dette *errori* (per definizione incognite) dal loro *stimatore* (le v. c. *scarti* della variabile dipendente dalla funzione lineare che cerca di stimarne l'andamento e ha come argomento x) dai *residui* (realizzazioni stimate, e quindi osservate, degli *errori*, mediante la minimizzazione della somma dei quadrati degli *scarti*). Si tenga anche presente che le forme funzionali di tipo parabolico, sinusoidale, logaritmico, esponenziale, ecc., possono talvolta essere più adeguate di una retta per approssimare e descrivere la dipendenza funzionale (o anche probabilistica) tra le variabili x e y .

$$R^2 = [\rho_{xy}]^2 = 1 - \frac{Dev(e)}{Dev(y)}$$

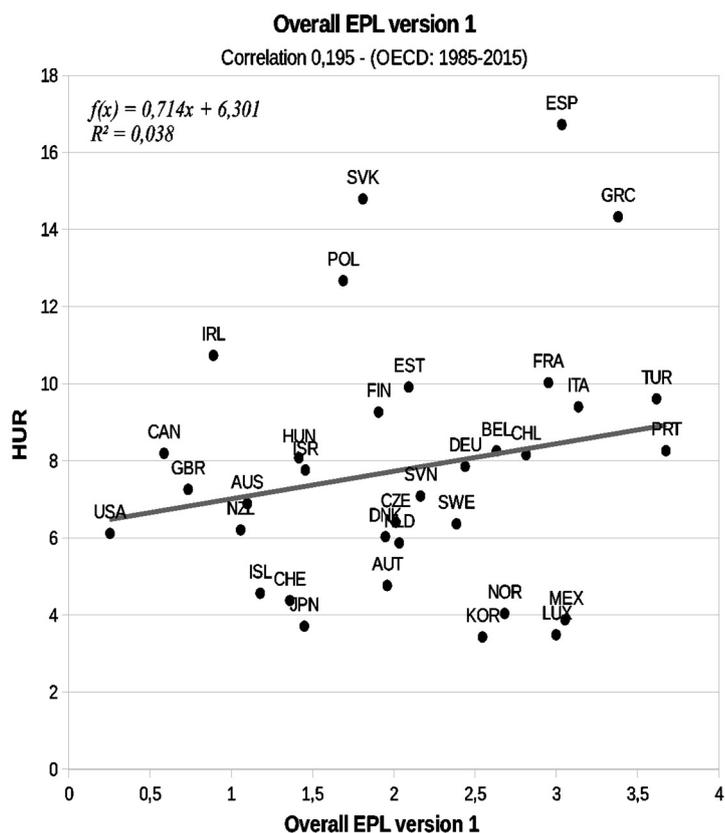
dove $Dev(y)$ è la devianza della variabile y (cioè la somma dei quadrati degli scarti di y dalla propria media). Per il nostro caso otteniamo:

$$R^2 = 0.038$$

che per comodità riscriviamo anche sul grafico. Il risultato ci dice che l'indice di determinazione è estremamente basso, addirittura prossimo allo zero. Esso indica che l'EPL medio non è in grado di spiegare neppure il 4% della variabilità totale del tasso di disoccupazione medio dei vari paesi del nostro campione.

Figura 1

Lo scatter plot e la retta di regressione della relazione tra indici di protezione del lavoro EPL e tassi di disoccupazione HUR



Normalmente si fa anche riferimento alla versione corretta dell' R^2 , calcolato per mezzo delle varianze non distorte in luogo delle devianze⁸. In ogni caso, l'indice R^2 (come la sua versione corretta) indica quanta parte della variabilità complessiva (TSS: *Total Sum of Squares*) della variabile y è spiegata dalla regressione ed è, quindi, il risultato di una decomposizione della varianza: la variabilità totale di y è uguale per definizione alla somma della variabilità della regressione (ESS: *Explained Sum of Squares* della stima di y) e della variabilità degli residui (RSS: *Residual Sum of Squares*).

Un criterio ulteriore per giudicare la validità di un modello di regressione è il test statistico sul coefficiente angolare b . Tale test formula l'ipotesi H_0 : «il coefficiente b è pari a zero», contro l'ipotesi alternativa H_1 : «il coefficiente b è diverso da zero», e confronta la statistica test t_c , ottenuta dal rapporto tra il parametro stimato b e la sua deviazione standard, con il valore teorico assunto dalla *variabile casuale t di Student*⁹ in corrispondenza di $n-2$ gradi di libertà (dove n è la numerosità delle variabili x e y) e di un assegnato livello di significatività α (detto *size* del test, che è la probabilità di rifiutare H_0 quando è vera, cioè la probabilità di commettere l'*errore del primo tipo*; convenzionalmente, α è generalmente fissato a 0,001, a 0,01 o a 0,05). Quando n assume un valore elevato, nella prassi, si può tener conto del fatto che per un livello di significatività, α , del 5% la t teorica assume il valore $\pm 1,96$ e, quindi, si può rifiutare (al livello di significatività del 5%) H_0 , se il valore di t_c supera in modulo tale soglia¹⁰.

Di più immediata interpretazione risulta la probabilità

⁸ Siccome all'aumentare del numero delle variabili esplicative aumenta anche il *fitting* della regressione, senza che ciò implichi una maggiore capacità esplicativa del modello statistico, l'indice di determinazione corretto tende a correggere tale effetto penalizzando l'aumento delle variabili indipendenti.

⁹ Sotto opportune ipotesi, infatti, il rapporto tra il parametro b e il suo errore standard si distribuisce come la variabile casuale t di Student.

¹⁰ Siccome modificare lo stato delle cose è generalmente un'operazione costosa, il test delle ipotesi statistiche, che stiamo sommariamente descrivendo, assume una prospettiva conservatrice, assegnando dei valori piccoli alla probabilità di commettere l'*errore del primo tipo* (avendo individuato con H_0 l'*ipotesi nulla*, cioè quella che attesta lo *status quo*).

(detta *p-value*) che la t teorica, considerata in modulo, assuma un valore maggiore di $|t_c|$. In questo caso, fissato α , è sufficiente verificare che $p\text{-value} \leq \alpha$ per poter rifiutare H_0 con una probabilità minore o uguale ad α di commettere l'errore del primo tipo. La conoscenza del *p-value* evita di ricorrere alle tavole della distribuzione di probabilità della *variabile casuale t di Student* per decidere se accettare o rifiutare H_0 .

Nel nostro caso specifico, dove il parametro b esprime l'effetto marginale dell'EPL medio sul tasso di disoccupazione medio, abbiamo un *p-value* di 0.2693. Si tratta di un valore evidentemente superiore alla soglia del 5% che viene considerata prudenziale per il rifiuto dell'ipotesi nulla. In altri termini, se non vogliamo incorrere nell'errore del primo tipo (considerare b diverso da zero, quando ciò è falso) nel 27% dei casi, allora non possiamo rifiutare l'ipotesi che b sia pari a zero.

Al.3 Il test OCSE e i modelli macroeconomici

Abbiamo così riprodotto con dati aggiornati il test dell'OCSE del 1999 sulla relazione tra indice di protezione dei lavoratori e tasso di disoccupazione. Il test conferma che non esiste una relazione significativa tra le due variabili, e che dunque non è possibile affermare che le riforme atte a ridurre le protezioni dei lavoratori siano correlate con una riduzione dei tassi di disoccupazione. Dal punto di vista dell'*Anti-Blanchard*, ciò significa che la relazione tra il parametro di conflittualità dei lavoratori z e il tasso di disoccupazione u non trova riscontri empirici adeguati, il che costituisce una evidenza contraria al modello mainstream e rappresenta invece un riscontro che supporta il modello alternativo.

Pur essendo ancora oggi utilizzati dall'OCSE e da altre istituzioni di ricerca, i test che abbiamo qui descritto devono essere considerati nulla più che dei semplici esercizi didattici. È interessante tuttavia notare che i risultati, pur rudi-

mentali, appaiono in linea con analisi OCSE più recenti e sofisticate e più in generale con i dubbi della letteratura scientifica in merito alla possibilità di individuare precise relazioni tra indici di protezione del lavoro e tassi di disoccupazione¹¹.

¹¹ Per una rassegna degli studi più recenti in materia e per ulteriori evidenze empiriche, si veda E. Brancaccio, N. Garbellini, R. Giammetti (2018), “Structural Labour Market Reforms, GDP growth and the Functional Distribution of Income”, *Structural Change and Economic Dynamics*, Volume 44, March. Cfr. anche l’analisi *panel* contenuta in Suppa D. (2018), “Labour Flexibility Policies and Unemployment”, in Comite U. e Oliva N. (a cura di), *Public and Private Management, A Multidisciplinary Approach*, VirtusInterpress, Sumy, cap. 19.