

**PROVISIONAL DRAFT.** Final version published in Brancaccio, E., Garbellini N. (2014). [Sugli effetti salariali e distributivi delle crisi dei regimi di cambio](#). Rivista di Politica Economica, luglio-settembre, VII-IX. ISSN: 0035-6468.

## **Sugli effetti salariali e distributivi delle crisi dei regimi di cambio**

Emiliano Brancaccio<sup>1\*</sup>

Nadia Garbellini<sup>2\*\*</sup>

Università del Sannio

Università di Bergamo

*Il presente lavoro indaga su 28 episodi di transizione da un regime di cambio fisso a uno relativamente più flessibile con connesso deprezzamento della valuta nazionale superiore al 25% rispetto al dollaro, selezionati in un arco di tempo tra il 1980 e il 2013. In media, le crisi dei regimi di cambio esaminate risultano significativamente correlate a riduzioni dei salari reali e della quota salari. Tuttavia, ogni valutazione sui nessi tra regime di cambio e dinamiche salariali e distributive andrebbe effettuata comparando le possibili implicazioni di un suo abbandono con gli effetti di una permanenza in esso.*

*The present paper investigates 28 episodes of transition from a fixed to a relatively more flexible exchange rate regime, taking place together with a depreciation of the national currency by more than 25% with respect to the US dollar, in the time period between 1980 and 2013. On average, the exchange regime crises examined emerge as being positively correlated to reductions in real wages and wage shares. However, any assessment of the relations between exchange regimes and distributive dynamics should proceed by comparing the possible implications of a regime shift to the effects of keeping the current one.*

JEL Classification: E24; E25; F30; F40.

*Keywords:* Currency regime crisis; euro; real wage; wage share.

---

\* <emiliano.brancaccio@unisannio.it>, Dipartimento di Diritto, Economia, Management e Metodi Quantitativi.

\*\* <nadia.garbellini@unibg.it>, Dipartimento di Ingegneria.

## **1. - Introduzione**

Il protrarsi delle divergenze macroeconomiche tra i paesi membri dell'Unione monetaria europea alimenta il dibattito sulla sua sostenibilità futura e tiene vivo l'interesse intorno alle implicazioni di una sua possibile deflagrazione.<sup>3</sup> A questo riguardo, i rappresentanti delle principali istituzioni europee hanno espresso preoccupazioni circa i rischi che deriverebbero dall'abbandono della moneta unica, insistendo tra l'altro sulla tesi secondo cui "i paesi che lasciano l'eurozona e svalutano il cambio creano una grande inflazione" (DRAGHI 2011). L'evocazione di questa eventualità solleva varie questioni, tra cui quella degli effetti che una simile decisione avrebbe sui salari reali e sulla distribuzione funzionale dei redditi. Una tesi influente, a questo riguardo, è che una crisi del regime di cambio che sia associata a un deprezzamento valutario provoca un incremento del prezzo delle importazioni e quindi, almeno nel breve periodo, una caduta del potere d'acquisto dei salari che nei casi in cui risulta particolarmente accentuata può alimentare "rivolte e scioperi contro il rincaro dei beni esteri" (BLANCHARD 2000; BLANCHARD, AMIGHINI, GIAVAZZI 2013). Al di là delle sue implicazioni sociali, il problema che si pone è di verificare se l'annunciato effetto negativo del deprezzamento sul potere d'acquisto delle retribuzioni e sulla distribuzione dei redditi possa ritenersi valido in generale. Un criterio, in tal senso, può consistere nell'esaminare le implicazioni salariali e distributive dei passati episodi di crisi dei regimi di cambio accompagnati da una svalutazione. Il presente studio esamina i casi di transizione da un sistema di cambio relativamente rigido ad uno relativamente più flessibile e di connesso deprezzamento della valuta nazionale verificatisi tra il 1980 e il 2013, per analizzare le possibili ricadute sui salari reali e sulla quota salari. Nel paragrafo 2 esamineremo la letteratura di riferimento. Nel paragrafo 3 definiremo la metodologia di selezione del campione, il dataset e le fonti. Nel paragrafo 4 forniremo alcune statistiche descrittive. Nel paragrafo 5 effettueremo alcuni test di regressione sul campione di dati selezionato. Il paragrafo 6 conclude e fornisce spunti per una riflessione sui possibili effetti salariali e distributivi di una eventuale uscita dall'Unione monetaria europea.

## **2. - Crisi dei regimi di cambio e deprezzamento: alcuni contributi sugli effetti su salari reali, distribuzione e produzione**

La letteratura sulle implicazioni delle crisi dei regimi di cambio accompagnate da svalutazioni è estremamente vasta. Non sono molti tuttavia gli studi che si occupano specificamente degli effetti di tali crisi sul potere d'acquisto delle retribuzioni e sulla distribuzione funzionale del reddito. Senza pretendere di fornire una rassegna esaustiva, in questa sede soffermeremo l'attenzione sulle sole analisi degli effetti di queste crisi e delle relative svalutazioni sugli andamenti dei salari reali e della quota salari, e sulle eventuali ripercussioni di tali andamenti sulla dinamica della produzione e dell'occupazione. In genere gli studi dedicati all'argomento partono dalla constatazione che la svalutazione determina un aumento del prezzo dei beni importati e dell'indice generale dei prezzi e quindi, a parità di salari monetari, dovrebbe implicare una riduzione almeno temporanea dei salari reali. Sulla rilevanza di questo fenomeno, tuttavia, non sembra sussistere un giudizio generalmente condiviso. I pareri degli economisti appaiono a tale riguardo discordi e, in alcuni casi, mutevoli. All'indomani dell'abbandono del gold standard da parte della Gran Bretagna, Keynes dichiarò che la svalutazione della sterlina avrebbe recato vantaggio all'economia del paese senza determinare gravi conseguenze sul costo della vita e sul potere d'acquisto dei salari, dal momento che le importazioni costituivano meno di un quarto dei consumi nazionali (KEYNES 1931). Nel 1944, tuttavia, egli affermò che il deprezzamento migliora la bilancia dei pagamenti solo se i salari non

---

<sup>3</sup> Sui problemi di sostenibilità dell'attuale assetto dell'eurozona, cfr. ad esempio il "monito degli economisti" pubblicato nel settembre 2013 sul Financial Times (AA.VV. 2013).

sono agganciati ai prezzi, e quindi al costo di un serio deterioramento degli standard di vita dei lavoratori (KEYNES 1980, p. 288). Anche Kaldor in una prima fase sostenne che graduali deprezzamenti del cambio avrebbero avuto ripercussioni tollerabili sui salari reali (KALDOR 1965), ma in seguito affermò che i paesi in disavanzo delle partite correnti possono raggiungere l'equilibrio esterno solo con svalutazioni massicce, le quali avrebbero pesanti ripercussioni sul potere d'acquisto dei salari; anche per questo motivo egli trasse la conclusione che la leva del deprezzamento dovesse esser sostituita da una politica di controllo delle importazioni (KALDOR 1978). Anche dalle ricerche empiriche più recenti sembra difficile trarre conclusioni definitive sulla questione. Le stime del cosiddetto pass-through - vale a dire dell'impatto delle svalutazioni sui prezzi alle importazioni e, più in generale, sull'indice dei prezzi al consumo - forniscono risultati piuttosto eterogenei: alcune svalutazioni degli anni Novanta sembrano avere avuto un modesto impatto sui prezzi (BURSTEIN, EICHENBAUM, REBELO 2007), ma vi è pure chi registra una crescita tendenziale del pass-through nei paesi OECD (CAMPA e GOLDBERG 2006). Inoltre, per determinare gli effetti degli incrementi dei prezzi sui salari reali, occorre valutare pure la reazione dei salari monetari, e nemmeno su questo punto sembra sussistere una tesi prevalente.

Nell'ambito della letteratura teorica, poi, le posizioni appaiono non meno diversificate. Alcuni contributi di ispirazione keynesiana hanno dato particolare risalto all'impatto di un deprezzamento del cambio sul salario reale e sulla quota salari: è il caso tra gli altri di ALEXANDER (1952), DÌAZ ALEJANDRO (1963) e KRUGMAN e TAYLOR (1978), secondo i quali la svalutazione accresce il prezzo dei beni importati e quindi, con salari monetari rigidi o che si adeguano solo parzialmente e in ritardo, riduce i salari reali e sposta la distribuzione del reddito dalla quota salari alla quota profitti. Altre analisi lasciano aperte varie possibilità assumendo che un deprezzamento possa avere o meno ripercussioni sul salario reale a seconda del regime di contrattazione (SACHS 1980; WILLMANN 1988). Vi sono tuttavia anche studi che escludono qualsiasi impatto sui salari reali: il modello di overshooting, per citare un celebre esempio, esamina gli effetti di una svalutazione assumendo che il rapporto tra salari monetari e prezzi monetari rimanga costante anche in presenza di eventuali variazioni della produzione (DORNBUSCH 1976). Nemmeno nell'ambito dei modelli più recenti dedicati alle crisi dei regimi di cambio è possibile trarre conclusioni univoche: la prima generazione di questi modelli nega che tali crisi e le connesse svalutazioni possano avere effetti sulle variabili reali, inclusi quindi il salario reale e la distribuzione funzionale dei redditi (KRUGMAN 1979; FLOOD e GARBER 1984); alcuni modelli delle generazioni successive, invece, ammettono che nel breve periodo la svalutazione possa ridurre i salari reali e la quota salari (EICHENGREEN, ROSE, WYPLOSZ 1994; per una rassegna, cfr. JEANNE 1999; BURNSIDE et al. 2007).

Riguardo alla possibilità che gli effetti salariali e distributivi della svalutazione abbiano ripercussioni sui livelli di produzione e di occupazione, può essere utile distinguere tra i modelli della tradizione keynesiana e i modelli "mainstream" di ispirazione neoclassica (per una definizione di "mainstream", cfr. BRANCACCIO 2011): i primi stabiliscono un legame tra le variabili dal lato della domanda, mentre i secondi si concentrano sul lato dell'offerta rinviando a un equilibrio "naturale" determinato in ultima istanza dalle dotazioni disponibili di risorse produttive, oltre che dalle preferenze degli agenti economici e dalla tecnologia esistente. Tra le analisi del primo gruppo rientrano i già citati contributi di Alexander, Diaz Alejandro e Krugman e Taylor. Questi assumono che la propensione al consumo dei salari sia più alta rispetto alla propensione al consumo dei profitti, per cui l'effetto distributivo della svalutazione può determinare una contrazione anche duratura della domanda aggregata e della produzione. Studi recenti hanno evidenziato che in alcuni casi tale contrazione può sopravanzare l'effetto espansivo che dovrebbe scaturire dalla maggiore competitività dei beni nazionali (HEIN e VOGEL 2008; ONARAN 2009). Tra i lavori annoverabili nel secondo gruppo è opportuno citare i modelli sulle crisi dei regimi di cambio che in un modo o nell'altro assumono l'esistenza di una relazione inversa tra il salario reale e i livelli di occupazione e di produzione, o attraverso il rinvio a una funzione di produzione neoclassica o tramite altre ipotesi particolari sulla tecnologia o sulla forma di mercato. La relazione è implicita negli studi che riadattano il modello Barro-Gordon (BARRO e GORDON 1983) all'analisi internazionale

(OBSTFELD 1996; CASTREN et al. 2010) ed è espressamente contemplata nei modelli più recenti, che esplicitano le ipotesi sulla tecnologia produttiva (WEBER 1998; CAVALLARI e CORSETTI 2000; LOISEL e MARTIN 2001; AGHION et al. 2004). Tale relazione implica, per esempio, che in un modello in cui viga la parità dei poteri d'acquisto e che parta da una situazione di equilibrio delle partite correnti, se le autorità di governo decidono di abbandonare un regime di cambio fisso e svalutare la conseguenza è un aumento dei prezzi interni; se si ipotizza che le aspettative si adattino con ritardo, il risultato è una riduzione del salario reale che comporta un incremento dell'occupazione e della produzione. Il governo deciderà di abbandonare il regime di cambio se i costi reputazionali associati all'abbandono sono compensati dall'aumento dell'occupazione; questa possibilità, tra l'altro, apre la via a equilibri multipli condizionati dalle aspettative (OBSTFELD 1996). Riguardo poi alla distribuzione dei redditi, nei modelli in cui si assume che la tecnologia sia rappresentata da una funzione di produzione neoclassica e che il capitale sia dato, ogni svalutazione che riduca i salari reali e quindi determini incrementi di occupazione e produzione, darà luogo pure a una riduzione della quota salari.<sup>4</sup> In definitiva, mentre in alcuni modelli di ispirazione keynesiana la svalutazione viene associata a una riduzione non necessariamente temporanea del salario reale e della quota salari, e a un corrispondente calo della domanda, della produzione e dell'occupazione, nella letteratura mainstream la crisi del regime di cambio e il relativo deprezzamento vengono in genere associati a una riduzione temporanea del salario reale e della quota salari e a un corrispondente aumento dell'occupazione e della produzione.<sup>5</sup>

Nell'ambito delle ricerche maggiormente focalizzate sull'analisi empirica, sono pochi i contributi espressamente dedicati agli effetti delle crisi dei regimi di cambio sui salari e sulla distribuzione. Alcuni studi hanno esaminato tali crisi dal punto di vista dell'impatto sui livelli di povertà e sugli indici di disuguaglianza. Un lavoro pubblicato dal Fondo Monetario Internazionale su 65 casi di crisi valutaria a partire dagli anni Settanta del secolo scorso ha evidenziato che tali crisi risultano correlate ad aumenti degli indici di disuguaglianza di Gini e degli indici di povertà. Si rileva anche un incremento del tasso d'inflazione del 63% da un anno all'altro, che diventa del 92% nei casi in cui la crisi sia associata a un calo del prodotto procapite. In questo studio non vi è tuttavia alcun espresso riferimento ai salari o alla distribuzione funzionale dei redditi (BALDUCCI et al. 2002). Tra i pochi contributi che si soffermano su queste specifiche variabili va menzionato uno studio di Eichengreen e Sachs sulle conseguenze delle svalutazioni avvenute nei primi anni Trenta del secolo scorso. I due autori argomentano che le variazioni del cambio nominale possono comportare allontanamenti almeno temporanei delle variabili reali dai rispettivi livelli di equilibrio "naturale". Tramite alcune regressioni essi suggeriscono che i paesi che negli anni Trenta rinunciarono al mantenimento della parità aurea e decisero di svalutare, registrarono una corrispondente riduzione dei salari reali; e che la svalutazione e la relativa diminuzione del salario reale contribuirono a determinare una migliore performance della produzione rispetto ai paesi che restarono ancorati al cambio fisso (EICHENGREEN e SACHS 1984). A un risultato per certi versi simile giungono Fallon e Lucas in uno studio su sette crisi valutarie avvenute nel corso degli anni Novanta del secolo scorso. Gli autori mostrano che nell'anno della crisi i salari reali del settore manifatturiero declinarono in tutti i paesi esaminati. L'entità della caduta varia di molto tra paese e paese, con estremi che vanno dal -2,7% della Malesia al -44% dell'Indonesia. Anche in questo studio si argomenta che maggiori riduzioni dei salari reali appaiono correlate a un migliore andamento dell'occupazione e della produzione (FALLON e LUCAS 2002).

---

<sup>4</sup> Alcuni modelli tuttavia sembrano rivelare delle incoerenze: è il caso ad esempio di un contributo di Krugman, in cui la tecnologia è descritta da una tradizionale funzione di produzione neoclassica ma nella determinazione della domanda effettiva si assume una distribuzione funzionale dei redditi costante, anche al variare del rapporto tra capitale e lavoro (KRUGMAN 1999).

<sup>5</sup> In ambito mainstream, tuttavia, sussistono anche tesi più insolite. E' il caso ad esempio di un modello di equilibrio parziale secondo cui una svalutazione induce i lavoratori immigrati a tornare nei paesi d'origine, il che riduce l'offerta di lavoro, accresce il salario reale di equilibrio sul mercato del lavoro e riduce di conseguenza i livelli di occupazione e di produzione (MISHRA e SPILINBERGO 2011).

In un contributo espressamente finalizzato a rimediare alla carenza di studi sull'impatto distributivo delle crisi dei regimi di cambio fisso, Diwan esamina l'andamento della quota salari in 67 casi di crisi valutaria dal 1975 al 1995. L'autore verifica che a seguito della crisi e della connessa svalutazione soltanto in 5 dei casi esaminati la quota salari non subisce variazioni, in altri 15 casi si verifica una riduzione temporanea, mentre nei restanti 47 casi la quota salari subisce un calo che perdura anche negli anni successivi a quello in cui si verifica il deprezzamento. La spiegazione di tale risultato, secondo l'autore, risiederebbe nel fatto che la crisi valutaria induce un cambiamento nella struttura dei rapporti di forza tra lavoro e capitale; a sostegno di questa chiave di lettura non viene tuttavia fornito un modello teorico (DIWAN 1999). Più di recente, Maarek e Orgiazzi hanno presentato uno studio su 82 episodi di crisi valutaria verificatisi in 20 paesi a partire dagli anni Ottanta del secolo scorso. L'analisi, in tal caso, è limitata al solo settore manifatturiero. Gli autori rilevano una riduzione della quota salari manifatturiera nel 72% dei casi esaminati. La riduzione ammonta a 2,4 punti percentuali dopo tre anni dall'inizio della crisi, con una caduta massima di 2,9% punti tra il secondo e il terzo anno dopo la crisi. Dal quarto anno successivo alla crisi, tuttavia, la quota salari del settore manifatturiero sembra convergere nuovamente verso il suo livello iniziale. Tramite un test econometrico gli autori argomentano che il mutamento distributivo non può esser dovuto a cambiamenti nella composizione dei settori produttivi. Piuttosto, essi sostengono, a seguito di una crisi valutaria si rende necessaria una riduzione della quota salari per mantenere il rendimento del capitale in linea con il rendimento internazionale e scongiurare in tal modo fughe di capitali e cadute della produzione. Il mutamento distributivo può risultare temporaneo se causato da fattori contingenti, come ad esempio debiti precedentemente contratti in valuta estera. Gli autori ritengono che i loro risultati possano essere interpretati alla luce delle teorie di RODRIK (1997) ed altri, secondo cui l'apertura dei mercati "danneggia il lavoro" (MAAREK e ORGIAZZI 2013).

Da questo breve resoconto degli studi esistenti possiamo dunque trarre le seguenti indicazioni. Dal punto di vista dell'analisi empirica, le crisi dei regimi di cambio fisso e le relative svalutazioni sono in genere associate a diminuzioni dei salari reali e della quota salari che in alcuni casi possono rivelarsi anche pronunciate. Il calo dei salari viene solitamente registrato nell'anno della svalutazione, mentre negli anni successivi tende a essere riassorbito. Sulla durata delle riduzioni della quota salari le analisi appaiono discordi: mentre a livello aggregato il calo della quota salari risulta persistente, nel settore manifatturiero sembra limitato a un arco di tre anni dopo la crisi. La spiegazione prevalente di questi effetti salariali e distributivi verte sull'idea che i salari monetari reagiscono solo con ritardo all'inflazione causata dal deprezzamento del cambio. Riguardo infine alla possibilità che il deprezzamento, agendo sui salari reali e sulla distribuzione funzionale dei redditi, possa avere ripercussioni sui livelli di produzione, i risultati divergono a seconda delle tipologie di modelli adottati: alcuni parlano di una relazione positiva ed altri di una relazione negativa tra le variabili. Nei prossimi paragrafi sottoporremo a ulteriore verifica la relazione statistica tra crisi dei regimi di cambio e andamenti dei salari e delle quote salari (per una analisi empirica dell'impatto di tali crisi e dei relativi andamenti salariali sui livelli di produzione, si rinvia a BRANCACCIO e GARBELLINI 2015).

### **3. - Selezione del campione e fonti di dati**

Iniziamo la nostra analisi specificando il campione di casi esaminati. Per fare ciò occorre chiarire il significato che attribuiamo in questa sede alla espressione "crisi del regime di cambio". In letteratura è possibile individuare diversi criteri di classificazione di tali crisi. In primo luogo c'è la classificazione ufficiale del FMI, che elenca i regimi di cambio adottati dal 1970 ed assegna a ciascun regime uno specifico grado di flessibilità in funzione non solo delle modalità di determinazione del cambio ma anche degli impegni assunti dalle autorità di politica economica, in

particolare dalla banca centrale: da tale classificazione è possibile rilevare i momenti di passaggio di ciascun paese da un regime relativamente rigido ad uno più flessibile.<sup>6</sup> Diwan adotta invece la definizione suggerita da FRANKEL e ROSE (1995), secondo cui si identifica una crisi valutaria quando il tasso di cambio nominale rispetto al dollaro subisce un deprezzamento di più del 25% nell'arco di un anno. MAAREK e ORGIAZZI (2013) preferiscono adottare la definizione di KAMINSKY e REINHART (1999), che oltre alla svalutazione considera anche la variazione delle riserve valutarie.

La definizione di “crisi” che abbiamo adottato in questa sede combina i mutamenti di regime registrati dalla classificazione ufficiale del FMI con il criterio indicato da Frankel e Rose: è definibile “crisi” quella situazione in cui un paese passa da un regime relativamente rigido ad uno più flessibile e fa registrare anche una svalutazione del cambio non inferiore al 25% annuo. In tal modo vengono escluse dall'analisi sia le svalutazioni che non abbiano implicato mutamenti di regime sia mutamenti di regime che non siano stati accompagnati da svalutazioni di almeno il 25%. Lo scopo di tale definizione è di attribuire alla parola “crisi” un significato più restrittivo di quelli prevalenti in letteratura: lo scopo è di contemplare in essa non soltanto il fenomeno della svalutazione ma anche i cambiamenti politico-istituzionali che in genere contraddistinguono gli abbandoni dei regimi di cambio. L'effetto salariale e distributivo di una svalutazione dipende infatti anche dagli impegni istituzionali assunti dalle autorità di politica economica nell'ambito di un dato regime, e dalle loro implicazioni sulla dinamica delle aspettative e della contrattazione. In quest'ottica, dal totale dei casi riportati nella classificazione del FMI abbiamo in primo luogo selezionato tutti gli episodi di transizione da un regime di cambio rigido ad uno relativamente più flessibile. In secondo luogo, abbiamo ristretto ulteriormente l'analisi selezionando tra i suddetti episodi solo i casi in cui la transizione da un regime all'altro sia accompagnata da una svalutazione nominale rispetto al dollaro superiore al 25% registrata nell'anno del cambio di regime, oppure nell'anno precedente o in quello immediatamente successivo. Di questi tre anni, lo specifico anno di “crisi” viene da noi fatto corrispondere a quello in cui si verifica la svalutazione superiore al 25%. Infine, dagli episodi rimasti abbiamo estratto i casi per cui è stato possibile raccogliere dati sui salari reali e sulla quota salari. Gli episodi che hanno soddisfatto questo criterio di selezione sono 28, concentrati tra il 1981 e il 2003 e corrispondenti a 26 paesi.<sup>7</sup> I dati saranno esaminati distinguendo tre gruppi: l'intero campione di 26 paesi considerati (ALL), a loro volta suddivisi tra un sottoinsieme di 7 paesi ad alto reddito procapite (HI) e un sottoinsieme di 19 paesi a basso reddito procapite (LI). La separazione tra alto e basso reddito procapite è tratta dalla classifica della World Bank dell'anno 2012 in corrispondenza della soglia di 20.000 dollari annui, che individua uno scarto particolarmente accentuato tra il primo paese al di sopra e il primo paese al di sotto di essa. L'elenco completo dei paesi e la disponibilità dei dati sono riportati nella Tabella 1.<sup>8</sup> Le fonti

---

<sup>6</sup> Si tratta della classificazione *de jure* del FMI. Questa prevede cinque categorie di regimi, caratterizzati da diverse tipologie di impegni e ordinati dal più rigido al più flessibile. Tale classificazione consente di identificare i diversi regimi di cambio non solo sulla base dei loro impegni, formali o informali, al mantenimento del tasso di cambio, ma anche sulla base degli impegni collaterali e del grado di indipendenza nell'implementazione di politiche monetarie. Per ulteriori informazioni si veda il sito ufficiale del FMI (<http://www.imf.org/external/np/mfd/er/2006/eng/0706.htm>), che riporta anche la descrizione delle categorie incluse nella classificazione a cui si fa riferimento nella Tabella 1 del presente lavoro. Su tale classificazione, cfr. ILTZETZKI, REINHART e ROGOFF (2008).

<sup>7</sup> Come vedremo, la svalutazione della sterlina del 1992 non rientra nel campione esaminato. In effetti, nella classificazione IMF quella crisi non viene riportata: la Gran Bretagna è registrata in regime *freely floating* dall'abbandono di Bretton Woods fino al 2007, senza riguardo al fatto che ha aderito allo European Monetary System nel 1990 e lo ha lasciato nel 1992. La conseguenza è che la classificazione non fa cenno all'abbandono dell'EMS da parte della sterlina nel 1992. Questo specifico punto della classificazione IMF ci sembra discutibile. Tuttavia, al di là del criterio dell'IMF, la Gran Bretagna comunque non passerebbe il vaglio della ulteriore condizione che definisce il campione esaminato: nell'arco del 1992 la svalutazione della sterlina fu inferiore al 20%, al di sotto della soglia del 25% stabilita da FRANKEL e ROSE (1995) e da noi qui adottata.

<sup>8</sup> La colonna “regime shift” della Tabella 1 indica, per ogni paese, il regime vigente prima e dopo la “crisi”. In base alla classificazione IMF menzionata in precedenza associamo ogni regime a un numero da 1 a 5, ossia: 1: No separate legal tender; Currency board arrangement; Conventional fixed peg arrangements; Pegged exchange rates within horizontal

di dati utilizzate sono il Database AMECO della Commissione Europea; i *World Development Indicators* (WDI) della Banca Mondiale; le *International Financial Statistics* (IFS) del FMI; il Database *CepalStat* dell'ECLAC, lo *UNSD National Accounts Database*. Il salario reale che si è scelto di utilizzare è quello basato sull'indice dei prezzi al consumo.

#### ---- INSERIRE TABELLA 1 ----

#### 4. - Statistiche descrittive

Nell'anno della crisi il deprezzamento valutario mediano rispetto al dollaro è del 48.83% per l'intero campione esaminato, del 29.12% per i paesi ad alto reddito e del 59.44% per i paesi a basso reddito procapite. Guardando l'intero campione, il tasso d'inflazione mediano dell'indice dei prezzi al consumo passa dal 10.6% nell'anno prima della crisi al 24.6% nell'anno della svalutazione; nei paesi ad alto reddito passa dal 4.5% al 6.7% e nei paesi a basso reddito dal 12.03% al 28.7%. Inoltre, il tasso d'inflazione mediano dell'indice dei prezzi al consumo di tutto il campione passa dal 15.99% nei cinque anni prima della crisi al 18.92% nei cinque anni dopo la crisi; nei paesi ad alto reddito passa dal 6.36% al 4.10% e nei paesi a basso reddito dal 18.03% al 21.67%.

Indicando con  $t$  l'anno in cui avviene la crisi, la Tabella 2 mostra alcune statistiche descrittive che riguardano il tasso di variazione medio annuo del salario reale e della quota salari nei cinque anni precedenti la crisi (*trend*), e i tassi di variazione percentuale *cumulati* delle due variabili dall'anno  $t$  all'anno  $t+5$ .

#### ---- INSERIRE TABELLA 2 ----

Osservando l'intero campione di paesi esaminati, si nota che nei cinque anni prima della crisi la crescita media annua dei salari reali era dello 0.90%. Nell'anno  $t$  della crisi i salari reali subiscono in media un calo del 5.18%, continuano a decrescere nell'anno successivo e iniziano poi a risalire a partire da  $t+2$ . Dopo cinque anni dalla crisi, tornano quasi al livello di partenza (-0,69%). Anche nei paesi a basso reddito pro capite, negli anni antecedenti alla crisi la crescita media annua dei salari reali è dello 0,79%. Quando la crisi sopraggiunge si assiste a un forte calo in  $t$  e  $t+1$  e a una successiva ripresa. In questo caso tuttavia un pieno recupero non avviene: dopo la crisi la crescita media annua dei salari reali è negativa (-1,05%) e dopo cinque anni il calo cumulato dei salari reali rispetto al livello pre-crisi è piuttosto accentuato (-4,17%). Diversa è la situazione nei paesi ad alto reddito, dove negli anni precedenti alla crisi i salari reali in media annua crescevano dell'1,11%; nell'anno della svalutazione si registra in media una lieve flessione dei salari reali (-0,34%) seguita da un periodo di crescita. La crescita media annua dei salari dopo la crisi è dell'1,13% e al termine del quinto anno si registra un aumento cumulato del 7,28% rispetto al livello pre-crisi.

Riguardo alla quota salari, esaminando l'intero campione di paesi si osserva che la dinamica era già decrescente prima della crisi. La svalutazione tuttavia è associata in media a un calo ancor più accentuato in  $t$  e soprattutto in  $t+1$ , con una successiva ripresa. Nel complesso, dopo cinque anni la quota salari si riduce in media del 6.50%. La dinamica è simile nei paesi a basso reddito. Nei paesi ad elevato reddito procapite, invece, dopo un calo modesto nell'anno della svalutazione (-0.67%, più o meno in linea con il trend precedente), nei periodi successivi si assiste quasi ogni anno a una riduzione più accentuata della quota salari: dopo cinque anni la caduta complessiva della

quota salari è del 5.62% rispetto al livello pre-crisi.

Le deviazioni standard dei tassi di variazione della quota salari e dei salari reali evidenziano che il campione analizzato presenta una forte eterogeneità, la quale sembra oltretutto aumentare negli anni che seguono la svalutazione. Tra i fattori da cui può derivare tale eterogeneità va menzionato il fatto che le crisi si sono verificate in scenari macroeconomici piuttosto diversi tra loro: se è vero che nella netta maggioranza dei casi il cambio di regime è avvenuto in concomitanza con forti disavanzi nelle partite correnti, aumenti dei tassi d'interesse e contrazioni dell'investimento lordo, è anche vero che solo in metà dei casi il cambio di regime è avvenuto dopo che in almeno uno dei tre anni precedenti si era registrata una crescita negativa della produzione, mentre negli altri casi il Pil reale non segnava diminuzioni. Inoltre, gli andamenti dei tassi di cambio successivi alla crisi risultano fortemente differenziati: soprattutto nei paesi ad alto reddito procapite alla svalutazione segue in genere una parziale rivalutazione, mentre negli altri casi il deprezzamento solitamente prosegue anche negli anni seguenti. Anche le dinamiche della contrattazione salariale risultano diverse tra i vari paesi. Basti guardare gli episodi dell'Italia nel 1993 e dell'Argentina nel 2002. In Italia, a ridosso della crisi, un nuovo accordo sul costo del lavoro impone un vincolo alla crescita dei salari rispetto ai prezzi e alla produttività (STIRATI 2011); in Argentina la politica salariale dopo la crisi segue una direzione diversa (NEFFA 2012). Sembra lecito supporre che anche tali differenze abbiano contribuito a determinare i diversi impatti della crisi sulle dinamiche dei salari e della distribuzione: cinque anni dopo la svalutazione, l'Argentina vede crescere il salario reale e la quota salari rispetto ai livelli registrati nell'anno della crisi (il salario reale aumenta di 36.0 punti percentuali, la quota salari aumenta di 8.3 punti); in Italia accade il contrario (il salario reale diminuisce di 3.0 punti percentuali, la quota salari diminuisce di 6.3 punti).<sup>9</sup>

## 5. - Crisi del regime di cambio, salari reali e quota salari: alcune regressioni

L'analisi descrittiva riportata nel paragrafo precedente ha innanzitutto evidenziato che le crisi dei regimi di cambio e i connessi deprezzamenti esaminati appaiono effettivamente associati a un incremento dei tassi di variazione dell'indice dei prezzi al consumo. L'impressione è confermata dall'esistenza di una correlazione tra variazione del cambio nominale rispetto al dollaro e inflazione.<sup>10</sup> Si tratta peraltro di un fenomeno molto eterogeneo, sia dal punto di vista delle dimensioni che della durata. Per esempio, nei paesi ad alto reddito caratterizzati da deprezzamenti relativamente contenuti, l'aumento dei prezzi successivo alle crisi appare limitato nel tempo e non sembra autorizzare l'evocazione in termini generali di una "big inflation".

Anche dal punto di vista degli andamenti del salario reale e della quota salari le statistiche descrittive rivelano una notevole eterogeneità tra gli episodi considerati. Volendo trarre delle riflessioni ulteriori circa gli effetti salariali e distributivi delle crisi dei regimi di cambio, può essere allora utile ricorrere ad alcune regressioni che, al netto delle differenze tra paesi, catturino l'effetto medio di variazioni del tasso di cambio nominale sull'andamento medio delle grandezze di nostro interesse. A questo scopo abbiamo stimato una serie di specificazioni alternative: (i) un modello OLS con *country-fixed effects* e una serie di *time-dummies*, come quello stimato da MAAREK e ORGIAZZI (2013); (ii) un modello OLS con *country-fixed effects*; (iii) un modello MLM con *time- e country-random effects*; (iv) un modello MLM con *country-random effects*. La specificazione in

---

<sup>9</sup> Sui legami tra contrattazione salariale, orientamento della politica monetaria, tassi di cambio e salari reali, cfr. CAVALLARI (2001), CUCINIELLO (2011). Tali modelli definiscono i casi in cui la combinazione tra grado di centralizzazione della contrattazione e politica monetaria "conservatrice" in economia aperta possono aumentare il salario reale e ridurre l'occupazione di equilibrio. Si tratta dunque di modelli "mainstream", che assumono l'esistenza di una relazione inversa tra salario reale e produzione.

<sup>10</sup> Esaminando tutti i paesi inclusi nel campione, variazioni del tasso di cambio nominale si traducono per il 29,4% in variazioni dell'indice dei prezzi al consumo; una percentuale che diventa del 31,7% nei paesi ad alto reddito e del 29,4% in quelli a basso reddito. Per i paesi a basso reddito le variazioni del cambio nominale rispetto al dollaro spiegano il 36,3% della variabilità degli esiti inflazionistici, mentre per quelli ad alto reddito tali percentuali si attesta a 85,6%.

grado di spiegare la maggior percentuale di variabilità è risultata essere la (ii). Su di essa abbiamo dunque concentrato la nostra attenzione.<sup>11</sup> Le equazioni stimate sono le seguenti:

$$(1) \omega_{g,i,t} = a_i + \sum \gamma_j Cr_{t+j} + \beta_1 \$_{g,i} + \sum \beta_{1+j} \$_{g,i} Cr_{t+j} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(2) \omega_{g,i,t}^S = a_i + \sum \gamma_j Cr_{t+j} + \beta_1 \$_{g,i} + \sum \beta_{1+j} \$_{g,i} Cr_{t+j} + \varepsilon_{i,t}$$

dove  $a_i$  sono *country fixed effects*,  $Cr_{t+j}$  ( $j=0,\dots,5$ ) sono *crisis dummies* che assumono valore unitario  $j$  anni dopo il verificarsi della svalutazione,  $\$_{g,i}$  è il tasso di variazione del cambio nominale rispetto al dollaro,  $\omega_g$  è il tasso di variazione del salario reale,  $\omega_g^S$  è il tasso di variazione della quota salari. Rispetto alla procedura adottata da MAAREK e ORGIAZZI (2013), la presente analisi si sofferma sul solo obiettivo di stabilire se, nei casi considerati, la crisi abbia coinciso con un significativo cambiamento nella dinamica dei salari reali e delle quote salari. Per questa ragione, l'unica variabile esplicativa da noi inclusa nelle equazioni stimate è il tasso di variazione del cambio nominale rispetto al dollaro. Una seconda differenza consiste nell'aver incluso il solo *country fixed effect*, laddove MAAREK e ORGIAZZI (2013) hanno utilizzato anche delle *time dummies*. Allo scopo di contenere il numero dei regressori – e quindi di ottimizzare la *goodness of fit* delle stime ottenute – abbiamo pertanto proceduto alla stima dei modelli corrispondenti alle equazioni (1) e (2), eliminando uno alla volta il regressore con il *p-value* maggiore fino ad ottenere il massimo valore possibile dell'*adjusted R<sup>2</sup>*. Infine, abbiamo scelto di utilizzare i tassi di variazione delle variabili dipendenti e indipendenti anziché i livelli delle medesime. Tale scelta, oltre a evitare alcuni problemi connessi all'eterogeneità delle fonti di dati utilizzate, sembra particolarmente opportuna per l'analisi di un *dataset* caratterizzato da forti disparità nei livelli di partenza delle variabili esaminate. La nostra analisi segue invece sia Diwan che Maarek e Orgiazzi quando suddivide i paesi esaminati in tre gruppi: tutto il campione dei 26 paesi (ALL), i soli paesi a elevato reddito procapite (HI) e i soli paesi a basso reddito procapite (LI). La Tabella 3 mostra i risultati della stima delle equazioni (1) e (2).<sup>12</sup>

### ---- INSERIRE TABELLA 3 ----

Le prime tre colonne della tabella si riferiscono rispettivamente all'intero campione di paesi, al gruppo dei paesi ad alto reddito procapite e al gruppo a basso reddito procapite. Esse illustrano l'impatto della crisi sulla variazione dei salari reali. I valori della *baseline* riportati in coda alla tabella corrispondono alla media dei periodi precedenti alla crisi e dei periodi in cui i coefficienti della *time dummy* corrispondente non sono stimati. Esaminando il campione nel suo complesso, si rileva che nei periodi  $t$  e  $t+1$  la deviazione del tasso di crescita del salario reale dalla baseline risulta

<sup>11</sup> Il test di Hausman per la scelta tra MLM con *random* versus *fixed effects* non rigetta l'ipotesi nulla di una significativa differenza tra i due; un modello con *random effects* risulta dunque preferibile grazie alla sua maggior efficienza. Tuttavia, il risultato del Durbin-Watson (LM) test per il confronto tra un MLM con *random effects* e un modello OLS standard con *country-fixed effects* ("pooling") prescrive la scelta di quest'ultimo. Le diverse specificazioni OLS sono state confrontate, come da procedura standard, mediante il raffronto degli *R-squared* aggiustati.

<sup>12</sup> Prima di passare alla descrizione dei risultati, è opportuno fornire due ulteriori chiarimenti circa il metodo di stima adottato. In primo luogo, come emerso nel paragrafo dedicato all'analisi descrittiva, il dataset include degli outliers. Al fine di testarne la robustezza, tutte le stime sono state ripetute escludendo gli outliers, la cui rimozione conduce a lievi variazioni dei coefficienti e dei *p-values* ma non muta significativamente i risultati delle stime del salario reale e della distribuzione funzionale. In secondo luogo, vista l'eterogeneità dei dati, si è ritenuto opportuno testare la possibile presenza di eteroschedasticità. Il test di Goldfeld-Quandt indica che la stima dei salari reali conduce a errori *iid*; viceversa, c'è eteroschedasticità nella stima della distribuzione funzionale nel caso dei paesi a basso reddito e dell'intero campione, ma non nel caso dei paesi a reddito elevato. Si è resa quindi necessaria una correzione degli SE e dei *p-values*. Sia nel caso del campione completo che in quello dei soli paesi LI, la correzione rende significativo anche il coefficiente associato all'effetto del cambio nominale nel periodo della crisi (coefficiente tuttavia molto vicino a zero).

significativa, ed ammonta rispettivamente a variazioni negative di 5.2 e 3.3 punti percentuali. Riguardo alle variazioni del tasso di cambio, due di esse sono significative: quella che si verifica nell'anno successivo alla crisi, in cui l'1.6% della svalutazione si traduce in un corrispondente calo del tasso di crescita dei salari reali; e quella del periodo  $t+3$ , quando invece si assiste a una rivalutazione che si traduce per il 6.1% in una variazione positiva del tasso di crescita dei salari reali. A risultati simili giungiamo analizzando i soli paesi a basso reddito, dove nell'anno della crisi e in quello successivo il tasso di crescita dei salari reali risulta significativamente inferiore alla media rispettivamente di 6.4 e 4.5 punti, che al netto della baseline corrispondono a variazioni negative di 5.4 e 3.5 punti. Nei paesi ad alto reddito, invece, al netto delle variazioni del cambio la crisi non sembra di per sé implicare significativi scostamenti della dinamica dei salari reali dalla media; la variazione del tasso di cambio, invece, si traduce per il 16.2% in un corrispondente calo del saggio di crescita dei salari reali, indipendentemente dal periodo nel quale ci troviamo rispetto alla crisi. Le variabili esplicative da noi considerate sono in grado di spiegare il 38.2% della variabilità dell'andamento medio effettivo dei salari reali nel caso dei paesi ad alto reddito; il 26.7% nel caso dei paesi a basso reddito: la variazione del potere d'acquisto dei salari, pur essendo fortemente connessa all'andamento dei tassi di cambio, dipende in misura rilevante da una serie di altri fattori, la cui influenza risulta maggiore per i paesi a basso reddito.

Le ultime tre colonne della Tabella 3 mostrano i risultati relativi al tasso di variazione della quota salari, rispettivamente con riferimento a tutti i paesi, ai paesi ad alto reddito e ai paesi a basso reddito. Considerando l'intero campione di paesi, nell'anno successivo alla crisi il tasso di crescita della quota salari risulta significativamente più basso della media di 2.8 punti; al netto della baseline ciò implica una crescita negativa della quota salari di oltre tre punti. Nel periodo  $t+3$ , invece, la quota salari risulta superiore alla media di 3.7 punti. L'effetto di variazioni del cambio nominale è in generale significativo. Nei paesi a basso reddito, nell'anno successivo alla crisi il tasso di crescita della quota salari è inferiore alla media di 4.9 punti; è superiore alla media esattamente nella stessa misura in  $t+3$ . Ancor più accentuato sembra essere l'impatto della crisi sui paesi ad alto reddito, dove il tasso di crescita della quota salari, già leggermente negativo in media, cala in misura significativa di altri 3.2 punti nell'anno successivo alla crisi; riguardo all'impatto della variazione del cambio, in generale questa si traduce per il 10.3% in un calo della crescita della quota salari. Le variabili esplicative qui considerate spiegano il 24.3% della variabilità delle quote salari nel caso dei paesi ad alto reddito; soltanto l'11.3% per i paesi a basso reddito: logicamente, rispetto ai salari reali, la quota salari risulta maggiormente sensibile a fattori diversi dalle sole variazioni del cambio nominale.

La Tabella 4 offre un'idea del possibile effetto delle variazioni stimate sui livelli assoluti dei salari reali e delle quote salari. Ancora una volta distinguiamo tra l'intero campione di paesi esaminati, i soli paesi a basso reddito e i soli paesi ad alto reddito procapite. Prendendo come anno base quello precedente alla crisi e supponendo che in ogni periodo la variazione del cambio nominale corrisponda alla media delle variazioni effettive di ciascun paese, abbiamo calcolato il deprezzamento mediano annuo per ciascun gruppo di paesi esaminato. Adottando questo criterio, abbiamo determinato i livelli annui dei salari reali e delle quote salari conseguenti alla svalutazione e li abbiamo riportati nelle colonne "crisis". Abbiamo quindi confrontato tali livelli con le colonne dei "trend", che descrivono gli andamenti tendenziali medi antecedenti alla crisi.

#### **---- INSERIRE TABELLA 4 ----**

Osservando l'intero campione di paesi esaminati, notiamo che il salario reale subisce una caduta di cinque punti percentuali nell'anno della crisi (94.98) e di quasi nove punti nell'anno successivo (91.22), per poi iniziare una risalita che dopo cinque anni ripristina il livello pre-crisi (100.69); tale livello risulta tuttavia inferiore di 4.80 punti al livello corrispondente all'andamento tendenziale pre-crisi. Nel caso dei paesi a basso reddito, dall'anno della crisi al quinto anno successivo la

riduzione complessiva del salario reale ammonta a 3.07 punti, concentrata soprattutto nell'anno della crisi e in quello immediatamente successivo; lo scarto rispetto all'andamento tendenziale precedente alla crisi è di 7.88 punti. Riguardo ai paesi ad elevato reddito procapite, gli andamenti sono condizionati dal fatto che in alcuni di essi alla svalutazione segue una rivalutazione parziale del cambio: di conseguenza, se nell'anno della crisi i salari reali cadono di quasi quattro punti, in seguito si riprendono e dopo cinque anni risultano complessivamente accresciuti di 1.73 punti; il livello resta comunque inferiore di 5.13 punti rispetto al trend prevalente prima della crisi.

Per quanto riguarda la quota salari, per ciascun gruppo di paesi siamo partiti dai livelli medi delle quote salari antecedenti alla crisi. Osservando l'intero campione, dopo cinque anni dalla crisi la quota salari subisce una caduta di 5.54 punti percentuali, situandosi a un livello di 3.73 punti inferiore al livello tendenziale ante-crisi. Nei paesi a basso reddito, dopo cinque anni dalla crisi il calo della quota salari ammonta a 5.34 punti, corrispondente a un livello di 3.83 punti inferiore a quello tendenziale. Nei paesi ad alto reddito, nel quinto anno dopo la crisi la caduta complessiva della quota salari è di 5.20 punti, che determina un livello di 3.18 punti più basso rispetto alla dinamica tendenziale che prevaleva prima della crisi.

Dall'esercizio riportato in Tabella 4 possiamo dunque ricavare i seguenti risultati. Al netto di fattori di diversa natura rispetto alle variabili esplicative considerate, sia nei paesi ad alto reddito che in quelli a basso reddito le variazioni del cambio seguite a crisi dei regimi di cambio fisso sono associate a riduzioni statisticamente significative sia dei salari reali che delle quote salari. Guardando l'intero campione si rileva che i salari reali inizialmente diminuiscono ma poi, dopo cinque anni, tornano ai livelli ante-crisi. Un recupero ancor più accentuato avviene nei paesi ad alto reddito, probabilmente anche a causa del fatto che in alcuni di essi la svalutazione iniziale del cambio viene seguita da una parziale rivalutazione. Nei paesi a basso reddito, invece, dopo cinque anni i salari reali rimangono significativamente al di sotto del livello ante-crisi. In tutti i gruppi esaminati, dopo la crisi la quota salari declina e dopo cinque anni si situa a livelli inferiori a quelli pre-crisi. Infine, in tutti i gruppi di paesi considerati sia il salario reale che la quota salari si situano dopo cinque anni a livelli inferiori a quelli corrispondenti all'andamento tendenziale che prevaleva prima della crisi.

I risultati ottenuti trovano sostanziali conferme anche nel caso in cui il campione di episodi di crisi sia selezionato in base a una soglia di svalutazione del 20% anziché del 25%.<sup>13</sup> L'eventuale inserimento della quota di importazioni rispetto al Pil tra le variabili esplicative dei tassi di variazione dei salari reali e della quota salari risulta statisticamente non significativo.<sup>14</sup>

## 6. - Conclusioni

Dal campione di episodi esaminato possiamo trarre le seguenti conclusioni. Le crisi dei regimi di cambio fisso e le connesse svalutazioni risultano correlate a riduzioni dei salari reali e della quota salari. La riduzione dei salari risulta essere temporanea nei paesi ad alto reddito, mentre nei paesi a basso reddito procapite persiste anche dopo cinque anni dalla crisi. La riduzione della quota salari risulta persistente in entrambi i gruppi di paesi. Dopo cinque anni dalla crisi sia i salari reali che le

---

<sup>13</sup> L'abbassamento della soglia al 20% porta all'inclusione di 4 episodi ulteriori: Colombia 1998, Ecuador 1982, Ungheria 1996 e Islanda 2001. Anche in tal caso l'esercizio è stato ripetuto tenendo conto degli episodi, tra questi, per cui sono disponibili i dati (mancano i dati relativi al salario reale in Ecuador e al salario reale e alla quota salari in Ungheria per anni precedenti il 1995).

<sup>14</sup> Non abbiamo in questa sede approfondito l'esame dei possibili nessi tra gli andamenti del salario reale successivi alle crisi dei regimi di cambio e gli andamenti della produzione. A tale riguardo, rinviamo a Brancaccio e Garbellini (2014) per una verifica empirica discordante rispetto alla tesi, avanzata da Eichengreen e Sachs (1984), di una relazione inversa tra le due variabili.

quote salari si situano a livelli inferiori rispetto ai livelli corrispondenti al trend pre-crisi.

L'analisi riportata nelle pagine precedenti si è concentrata esclusivamente sull'obiettivo di trarre un quadro di sintesi delle crisi dei regimi di cambio avvenute nell'ultimo trentennio. Per come è configurato, lo studio non consente di trarre previsioni generali sugli effetti di eventuali, future crisi di regimi di cambio. Da esso tuttavia sembra lecito trarre qualche spunto di riflessione per una corretta impostazione di alcune discussioni correnti, come quelle intorno alla crisi dell'Eurozona. Per esempio, può essere utile comparare i risultati della nostra analisi agli andamenti dei salari reali e delle quote salari che hanno caratterizzato i paesi dell'Eurozona dall'inizio della cosiddetta "Grande Recessione" (IMF 2012). Consideriamo in tal senso i dati AMECO della Commissione Europea relativi alle dinamiche salariali e distributive di quei paesi "periferici" dell'Eurozona che negli ultimi anni hanno fatto registrare una dinamica dei tassi d'interesse particolarmente sostenuta, indicativa di una crescita della probabilità di abbandono della moneta unica e di conseguente deprezzamento del cambio (cfr. GROS 2011; BRANCACCIO 2012). I dati mostrano che tra il 2009 e il 2013 si registra una tendenza diffusa al calo dei salari reali e della quota salari, sebbene di dimensioni piuttosto diversificate tra i vari paesi: i salari reali medi lordi sono diminuiti del 2,2% in Italia, del 3,8% in Portogallo, del 3,9% in Irlanda, del 5,4% in Spagna e sono crollati del 22,0% in Grecia; la quota salari è diminuita di appena 0,3 punti percentuali in Italia, è caduta di 4,2 punti percentuali in Spagna, di 4,4 punti in Portogallo, di 5,7 punti in Irlanda ed è precipitata di 7,7 punti in Grecia. Inoltre, nel periodo 2009-2013 tutti gli andamenti dei salari reali e delle quote salari hanno fatto registrare una diminuzione rispetto al periodo 2003-2008 precedente alla "Grande Recessione": modesta in Italia e Portogallo ed estremamente marcata in Spagna, Irlanda e Grecia. Da questi risultati sembra evincersi che i sintomi di una tendenza alla deflazione salariale già si avvertono, nell'eurozona, dall'inizio della crisi. Almeno in parte, potremmo considerare tale tendenza un'applicazione delle tesi di coloro che hanno suggerito di affrontare i problemi di tenuta dell'Unione monetaria europea anche attraverso una riduzione dei salari, sia nominali che reali, finalizzata ad accrescere la competitività dei paesi "periferici" (BLANCHARD 2007, 2012). Non è questa evidentemente la sede per valutare la correttezza o meno di queste tesi. Qui preme soprattutto chiarire che l'eventuale prosecuzione di una politica deflattiva in seno all'Unione avrebbe anche delle conseguenze sulle valutazioni circa i potenziali effetti salariali e distributivi di un eventuale abbandono della moneta unica europea. Tali valutazioni, infatti, non andrebbero effettuate in astratto ma dovrebbero esser formulate in termini comparati con gli andamenti dei salari reali e delle quote salari che si stanno registrando dall'inizio della crisi dell'eurozona.

## **BIBLIOGRAPHY**

AA.VV. (2013), «The Economists' Warning: European governments repeat mistakes of the Treaty of Versailles», *Financial Times*, 23 September (website: [www.theeconomistwarning.com](http://www.theeconomistwarning.com)).

AGHION, P. - BACCHETTA P. - BANERJEE A., «A corporate balance-sheet approach to currency crises», *Journal of Economic Theory*, vol. 119(1), 2004, pages 6-30.

ALEXANDER, S. (1952), «Effects of a Devaluation on a Trade Balance», *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol(2), pages 263-278.

BALDACCI, E. - DE MELLO, L. - INCHAUSTE, G. (2002). «Financial crises, poverty, and income distribution», IMF working paper, 02/4.

BARRO, R.J. - GORDON, D.B., (1983). «A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model», *Journal of Political Economy*, vol. 91(4), pages 589-610.

- BLANCHARD, O. (2000), *Macroeconomics*, second edition, Pearson Education.
- BLANCHARD, O. (2007). «Adjustment within the euro. The difficult case of Portugal», *Portuguese Economic Journal*, vol. 6(1), pages 1-21.
- BLANCHARD, O. (2012). «The Logic and Fairness of Greece's Program», iMFdirect, March 19.
- BLANCHARD, O. - GIAVAZZI, F. - AMIGHINI, A. (2013), *Macroeconomics: A European Perspective*, second edition, Harlow, Pearson Education.
- BRANCACCIO, E. (2011). «Some contradictions in “mainstream” interpretations of the crisis». In BRANCACCIO, E. - FONTANA, G. (eds.), *The global economic crisis*, Routledge, London.
- BRANCACCIO, E. (2012). «Current account imbalances, the Eurozone crisis and a proposal for a “European wage standard”», *International Journal of Political Economy*, vol. 41(1).
- BRANCACCIO, E. - GARBELLINI, N. (2015). «Currency regime crises, real wages, functional income distribution and production», *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, forthcoming.
- BURNSIDE, C. - EICHENBAUM, M. - REBELO, S. (2007). «Currency crisis models», *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, 2nd Edition.
- BURSTEIN, A. - EICHENBAUM, M. - REBELO, S. (2007). «Modeling exchange rate passthrough after large devaluations», *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 54(2), pages 346-368.
- CAMPA, J.M. - GOLDBERG, L.S. (2006). «Pass Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What has Changed and Why?», *NBER Working Papers* 12547, National Bureau of Economic Research.
- CASTRÉN, O. - TAKALO, T. - WOOD, G. (2010). «Unemployment Persistence And The Sustainability Of Exchange Rate Pegs», *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 57(1), pages 85-102.
- CAVALLARI, L. (2001). «Inflation and openness with non-atomistic wage setters», *Scottish Journal of Political Economy*, 48, 2.
- CAVALLARI, L. - CORSETTI, G. (2000). «Shadow rates and multiple equilibria in the theory of currency crises», *Journal of International Economics*, vol. 51(2), pages 275-286.
- CUCINIELLO, V. (2011). «The Welfare Effect of Foreign Monetary Conservatism with Nonatomistic Wage Setters», *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43(8).
- DÍAZ ALEJANDRO, C.F. (1963), «A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect», *Journal of Political Economy*, Vol. 71(6), pages 577-580.
- DIWAN, I. (1999) «Labor Shares and Financial Crises», *mimeo*.
- DORNBUSCH, R. (1976). «Expectations and Exchange Rate Dynamics», *Journal of Political Economy*, vol. 84(6), pages 1161-76.
- DRAGHI, M. (2011), FT Interview Transcript, *Financial Times*, edited by Lionel Barber and Ralph Atkins, 18 December.

- EICHENGREEN, B. - ROSE, A.K., WYPLOSZ, C. (1994). «Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System», *NBER Working Papers* 4898, National Bureau of Economic Research.
- EICHENGREEN, B. - SACHS, J. (1984). «Exchange rates and economic recovery in the 1930s», *NBER Working Paper* 1498, National Bureau of Economic Research.
- FALLON, P.R. - LUCAS, R.E. (2002). «The impact of financial crises on labor markets, household incomes, and poverty: a review of evidence», *The World Bank Research Observer*, vol. 17(1), pages 21-45.
- FLOOD, R.P. - GARBER, P.M., (1984). «Collapsing exchange-rate regimes : Some linear examples», *Journal of International Economics*, vol. 17(1-2), pages 1-13.
- FRANKEL, J. - ROSE, A. (1995) «Empirical Research on Nominal Exchange Rates», in GROSSMAN G. - ROGOFF K. (eds.), *Handbook of International Economics*, Elsevier.
- GROS, D. (2011), «External versus domestic debt in the euro crisis», *CEPS Policy Brief*, vol. 243(25).
- HEIN, E. - VOGEL, L. (2008). «Distribution and growth reconsidered: empirical results for six OECD countries», *Cambridge Journal of Economics*, vol. 32(3), pages 479-511.
- INTERNATIONAL MONETARY FUND (2012), «Growth Resuming, Dangers Remain», *World Economic Outlook*, April.
- ILZETZKI, E. - REINHART, C.M. - ROGOFF, K.S. (2008). «Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold?», *mimeo*.
- JEANNE, O., (1999). «Currency Crises: A Perspective on Recent Theoretical Developments», *CEPR Discussion Papers* 2170.
- KALDOR, N. (1965), «The relative merits of fixed and floating rates», ristampato in *Further Essays on Applied Economics*, Duckworth, London.
- KALDOR, N. (1978), «The effects of devaluations on trade in manufactures», in *Further Essays on Applied Economics*, Duckworth, London.
- KAMINSKY, G.L. - REINHART, C.M. (1999). «The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems». *American Economic Review*, Vol. 89(3), pages 473-500.
- KEYNES, J.M. (1931), «The End of the Gold Standard», *Essays in Persuasion*, Palgrave Macmillan London.
- KEYNES, J.M. (1980), «The Collected Writings of John Maynard Keynes», vol. 26, Macmillan, London.
- KRUGMAN, P., (1979). «A Model of Balance-of-Payments Crises», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 11(3), pages 311-25.
- KRUGMAN, P. (1999). «Balance Sheets, the Transfer Problem, and Financial Crises», *International*

*Tax and Public Finance*, vol. 6(4), pages 459-472.

KRUGMAN, P. - TAYLOR, L. (1978). «Contractionary effects of devaluation», *Journal of International Economics*, vol. 8(3), pages 445-456.

LOISEL, O. - MARTIN, P. (2001). «Coordination, cooperation, contagion and currency crises», *Journal of International Economics*, vol. 53(2), pages 399-419.

MAAREK, P. - ORGIAZZI, E. (2013), «Currency crises and the labour share», *Economica*, vol. 80 (319), pages 566-588.

NEFFA, J.C., (2012). «La evolución de la relación salarial durante la post convertibilidad». *Revue de la Régulation [en ligne]*, 11, 1er semestre, Spring. <http://regulation.revues.org/9695>

OBSTFELD, M., (1996). «Models of currency crises with self-fulfilling features», *European Economic Review*, vol. 40(3-5), pages 1037-1047.

ONARAN, O. (2009). «Wage share, globalization and crisis: the case of the manufacturing industry in Korea, Mexico and Turkey», *International Review of Applied Economics*, vol. 23(2), pages 113-134.

SACHS, J. (1980). «Wages, Flexible Exchange Rates and Macroeconomic Policy», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 94, pp. 731-747.

STIRATI, A. (2011). «Changes in functional income distribution in Italy and Europe», in BRANCACCIO, E. - FONTANA, G. (eds.), *The global economic crisis*, Routledge, London.

WEBER, A. (1998). «Sources of currency crises: an empirical analysis», *Österreichische Nationalbank, Working paper*, 25.

WILLMAN, A. (1988). «The collapse of the fixed exchange rate regime with sticky wages and imperfect substitutability between domestic and foreign bonds», *European Economic Review*, vol. 32(9), pages 1817-1838.

Table 1: Data availability

Country	Year	Data availability		$\$_{g,t}$ (%)	Regime shift	Income level
		$\omega_g$	$\omega_g^S$			
Argentina	2002	1997-2007	1997-2007	206.48	1 → 3	LI
Australia	1985	1980-1990	1980-1990	25.66	1 → 4	HI
Belarus	1999	1994-2004	1994-2004	440.45	3 → 4	LI
Brazil	1999	1994-2004	1994-2004	56.30	3 → 4	LI
Chile	1982	1981-1987	1977-1987	30.53	1 → 3	LI
Costa Rica	1981	1981-1986	1976-1986	153.95	1 → 3	LI
Costa Rica	1991	1986-1996	–	33.69	3 → 4	LI
Egypt	2003	1998-2008	1998-2008	30.03	1 → 3	LI
Finland	1993	1988-1998	1988-1998	27.52	1 → 4	HI
Guatemala	1990	1985-1995	–	59.29	1 → 4	LI
Honduras	1990	1986-1995	1985-1995	105.60	1 → 3	LI
Iceland	1985	1980-1990	1980-1990	30.96	1 → 3	HI
Indonesia	1998	1996-2003	1996-2003	244.18	3 → 4	LI
Italy	1993	1988-1998	1988-1998	27.69	2 → 4	HI
Kazakhstan	1999	1994-2004	1994-2004	52.64	3 → 4	LI
Korea, Republic of	1998	1993-2003	1993-2003	47.32	3 → 4	HI
Mexico	1995	1990-2000	1990-2000	90.20	3 → 4	LI
Paraguay	1989	1984-1994	1984-1994	92.04	1 → 3	LI
Peru	1988	1983-1993	–	665.22	1 → 3	LI
Poland	1990	1985-1995	1986-1995	560.10	1 → 3	LI
Romania	1990	–	1986-1995	50.33	1 → 3	LI
South Africa	1984	1979-1989	1979-1989	32.42	3 → 4	LI
Spain	1983	1978-1988	1978-1988	30.56	3 → 4	HI
Suriname	1994	1991-1998	1989-1998	12362.79	1 → 3	LI
Sweden	1993	1988-1998	1988-1998	33.65	1 → 3	HI
Turkey	1999	1994-2004	1994-2004	60.62	3 → 4	LI
Uruguay	1982	1981-1987	1977-1987	28.35	3 → 4	LI
Uruguay	2002	1997-2007	1997-2006	59.60	2 → 4	LI

Table 2

All										
	$\omega$					$\omega^S$				
	Min.	Median	Mean	Max.	SD	Min.	Median	Mean	Max.	SD
trend	-4.92	1.64	0.90	7.66	3.34	-5.08	-0.27	-0.64	3.65	2.36
t	-29.07	-2.18	-5.18	13.94	11.80	-24.67	-1.55	-2.65	18.74	9.07
t1	-58.67	-3.55	-8.71	19.06	16.36	-21.01	-5.28	-7.20	7.09	7.59
t2	-63.91	-1.64	-3.91	53.63	22.46	-17.49	-6.44	-5.80	20.91	8.75
t3	-58.40	-0.51	-0.79	60.10	24.08	-26.79	-5.87	-3.88	25.71	11.92
t4	-59.90	-0.29	-1.43	64.76	24.50	-26.64	-5.44	-3.93	21.69	10.97
t5	-60.21	1.20	-0.69	93.94	29.14	-21.08	-6.33	-6.50	16.08	9.94
HI										
	$\omega$					$\omega^S$				
	Min.	Median	Mean	Max.	SD	Min.	Median	Mean	Max.	SD
trend	-4.39	1.78	1.11	3.89	2.61	-2.89	-0.27	-0.54	0.36	1.07
t	-3.42	-0.87	-0.34	5.63	3.04	-6.48	-1.08	-0.67	7.24	4.05
t1	-2.96	-0.50	1.01	12.58	5.33	-9.49	-4.84	-3.17	7.09	5.15
t2	-4.03	0.42	4.50	35.55	13.94	-11.80	-6.50	-3.50	20.91	10.98
t3	-3.41	2.40	6.86	38.95	14.59	-11.05	-6.57	-2.99	22.20	11.44
t4	-2.76	3.89	6.39	25.54	9.37	-13.70	-6.69	-4.78	12.68	8.36
t5	-3.46	6.76	7.28	23.50	9.21	-15.46	-6.02	-5.62	11.02	8.52
LI										
	$\omega$					$\omega^S$				
	Min.	Median	Mean	Max.	SD	Min.	Median	Mean	Max.	SD
trend	-4.92	1.01	0.79	7.66	3.73	-5.08	-0.63	-0.69	3.65	2.92
t	-29.07	-4.66	-7.17	13.94	13.49	-24.67	-2.33	-3.41	18.74	10.40
t1	-58.67	-9.62	-12.71	19.06	17.77	-21.01	-6.45	-8.76	5.73	7.91
t2	-63.91	-3.53	-7.38	53.63	24.67	-17.49	-6.30	-6.69	7.05	7.90
t3	-58.40	-3.76	-3.94	60.10	26.79	-26.79	-5.50	-4.22	25.71	12.40
t4	-59.90	-3.03	-4.65	64.76	28.15	-26.64	-4.67	-3.60	21.69	12.03
t5	-60.21	-6.58	-4.17	93.94	34.19	-21.08	-6.98	-6.89	16.08	10.74

Table 3

	<i>Dependent variable:</i>					
	$\omega_g$			$\omega_g^S$		
	(all)	(HI)	(LI)	(all)	(HI)	(LI)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$t$	-0.052*** (0.019)		-0.064** (0.027)			-0.020 (0.018)
$t + 1$	-0.033* (0.020)	-0.015 (0.013)	-0.045* (0.027)	-0.028* (0.015)	-0.032*** (0.011)	-0.049*** (0.018)
$t + 2$	0.038*** (0.019)		0.049* (0.026)	0.019 (0.013)	-0.016 (0.011)	0.024 (0.018)
$t + 3$				0.037** (0.014)		0.049** (0.021)
$t + 4$	-0.021 (0.019)					
$t + 5$		-0.017 (0.013)			-0.014 (0.011)	
$S_g$	-0.002*** (0.001)	-0.162*** (0.027)	-0.002*** (0.001)	-0.008** (0.004)	-0.103*** (0.023)	-0.008* (0.004)
$S_{gt}$		0.068 (0.045)		0.005 (0.004)	0.069* (0.038)	0.006 (0.004)
$S_{gt + 1}$	-0.016*** (0.005)		-0.015*** (0.006)	-0.026 (0.018)		
$S_{gt + 3}$	0.061** (0.029)	0.141 (0.120)	0.062* (0.033)	-0.072* (0.037)	0.140 (0.101)	-0.093** (0.045)
$S_{gt + 4}$		-0.139 (0.084)			-0.147** (0.071)	
Baseline	0.013	0.012	0.010	-0.005	-0.005	-0.000
Obs.	254	77	177	265	77	188
R <sup>2</sup>	0.346	0.486	0.363	0.209	0.381	0.227
Adj. R <sup>2</sup>	0.255	0.382	0.267	0.104	0.243	0.113

Note: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

Table 4

	all			$\omega$			LI		
	Sim.	trend	diff	Sim.	trend	diff	Sim.	trend	diff
$t$	100.00	100.00		100.00	100.00		100.00	100.00	
$t+1$	94.98	100.89	-5.91	96.03	101.11	-5.08	93.13	100.79	-7.65
$t+2$	91.22	101.80	-10.58	97.33	102.24	-4.91	87.56	101.58	-14.02
$t+3$	95.38	102.71	-7.33	99.23	103.38	-4.15	92.10	102.38	-10.28
$t+4$	98.18	103.63	-5.45	100.62	104.53	-3.91	95.08	103.18	-8.10
$t+5$	99.42	104.56	-5.13	100.57	105.69	-5.12	96.00	103.99	-7.99
	100.69	105.49	-4.80	101.73	106.87	-5.13	96.93	104.81	-7.88

  

	all			$\omega^S$			LI		
	Sim.	trend	diff	Sim.	trend	diff	Sim.	trend	diff
$t$	47.92	47.92		62.90	62.90		39.86	39.86	
$t+1$	45.54	47.62	-2.07	61.91	62.56	-0.65	37.52	39.60	-2.09
$t+2$	43.64	47.31	-3.67	59.68	62.22	-2.54	35.24	39.35	-4.11
$t+3$	42.48	47.01	-4.53	59.66	61.88	-2.22	34.22	39.10	-4.88
$t+4$	42.90	46.71	-3.81	59.44	61.54	-2.10	34.61	38.85	-4.24
$t+5$	42.63	46.41	-3.78	58.00	61.21	-3.21	34.56	38.60	-4.04
	42.38	46.12	-3.73	57.70	60.88	-3.18	34.52	38.36	-3.83