

FATTI STILIZZATI E METODI ECONOMETRICI «MODERNI»:  
UNA RIVISITAZIONE DELLA CURVA DI PHILLIPS  
PER L'ITALIA (1951-1996)

Roberto Golinelli<sup>1</sup>

Dipartimento di Scienze Economiche  
Università degli Studi di Bologna  
*e-mail:* golinell@spbo.unibo.it

*Sommario:*

A quarant'anni dalla sua introduzione, la curva di Phillips riveste ancora un ruolo importante negli studi applicati, nonostante le critiche cui è stata sottoposta dalla successiva letteratura. In questo lavoro, utilizzando tecniche di modellazione econometrica di serie storiche non stazionarie per l'Italia dal dopoguerra ad oggi, si evidenzia la stabilità di una relazione di lungo periodo fra il tasso di variazione del salario reale e il tasso di disoccupazione; questo risultato è robusto all'uso di stimatori alternativi. Nel breve periodo si propone un modello interpretativo caratterizzato da un meccanismo non lineare di correzione dell'errore.

*Classificazione JEL:* E24, C32

*Ultima stesura:* 22 Settembre 1998

*Indice:*

Introduzione.....	2
1. La definizione delle variabili di interesse e le fonti statistiche.....	4
2. L'analisi statistica univariata e multivariata dei dati.....	9
3. Il modello VAR cointegrato .....	16
4. Una proposta di schema alternativo.....	26
Conclusioni.....	33
Riferimenti Bibliografici.....	34

---

<sup>1</sup> Lavoro presentato alla *Giornata CIDE* dell'11 Dicembre 1997. Desidero ringraziare Guja Bacchilega, Maria Elena Bontempi, Sergio Calliari, Guido Gambetta, Carlo Giannini, Maurizio Grassini, Massimiliano Marcellino, Renzo Orsi, Lucio Picci, Paolo Pini, Paolo Piselli, Giulia Rezzadore, Bruno Salituro, Antonello Scorcu, Anna Stagni, Robert Waldmann e due anonimi *referee* per le indicazioni e i commenti. Un caloroso ringraziamento va a Piera Appoggi per l'aiuto nel reperimento della documentazione bibliografica. Rimango comunque il solo responsabile dei rimanenti errori.

## Introduzione

In un articolo del 1958 che avrebbe suscitato un intenso dibattito, A.W. Phillips proponeva una misura empirica della relazione fra il tasso di disoccupazione e il tasso di variazione dei salari monetari, ciò che in seguito, nella letteratura macroeconomica, sarebbe stata definita la *curva di Phillips*.<sup>2</sup>

Le motivazioni che spingevano Phillips a proporre quella particolare relazione sono sintetizzate, in poche righe, all'inizio del suo articolo:

«When the demand for a commodity or service is high relatively to the supply of it we expect the price to rise, the rate of rise being greater the greater the excess demand. Conversely when the demand is low relatively to the supply we expect the price to fall, the rate of fall being greater the greater the deficiency of demand. It seems plausible that this principle should operate as one of the factors determining the rate of change of money wage rates, which are the price of labour services.» Cfr. Phillips (1958, p. 283).

Nonostante l'acceso dibattito successivo sulle implicazioni teoriche del *trade-off* della curva di Phillips, il taglio del lavoro era prettamente applicato (oggi diremmo econometrico-quantitativo); l'idea della curva si basava infatti più su un fatto stilizzato empiricamente accertato, piuttosto che su un modello teorico compiuto.

A conferma del taglio quantitativo della ricerca di Phillips, il primo paragrafo si conclude con il capoverso qui in parte ripreso:

«The purpose of the present study is to see whether statistical evidence supports the hypothesis that the rate of change of money wage rates in the United Kingdom can be explained by the level of unemployment [...].» Cfr. Phillips (1958, p. 284).

Anche le conclusioni di Phillips non lasciano spazio ad interpretazioni alternative: l'autore riteneva di avere presentato una sufficiente evidenza empirica a supporto della relazione proposta:

«The statistical evidence in Sections II to IV above seems in general to support the hypothesis stated in section I, that the rate of change of money wage rates can be explained by the level of unemployment, [...].» Cfr. Phillips (1958, p. 299).

Da allora, l'interesse per la misura della relazione fra salari e disoccupazione non è mai scemato. Di recente, una ricerca condotta dall'OCSE (documentata

---

<sup>2</sup> I contributi di Phillips hanno spaziato in molti campi della ricerca economica. In un recente saggio, Hendry e Mizon (1996) prendono in rassegna gli studi di Phillips collegandoli con la recente letteratura econometrica e offrono una visione di insieme della figura di Phillips come ricercatore e didatta.

in OECD, 1997, par. 3) valuta, a partire dalla stima di una curva di Phillips, se i cambiamenti istituzionali e di politiche del lavoro che hanno caratterizzato molti paesi nel corso degli anni novanta abbiano avuto un impatto significativo sulla relazione fra richieste salariali e disoccupazione strutturale.

D'altro canto, a parere di chi scrive, al largo utilizzo di tale relazione non sempre corrisponde una sufficiente attenzione ai temi di metodo econometrico sollevati dall'analisi quantitativa e, in parte, lo studio citato ne è la dimostrazione.<sup>3</sup> Stima e test econometrici hanno tratto beneficio negli ultimi dieci anni dall'introduzione di nuovi metodi di analisi delle serie storiche economiche; l'impiego di questi metodi econometrici per la stima e la verifica empirica della validità del fatto stilizzato introdotto da Phillips costituisce il principale apporto conoscitivo della presente analisi.<sup>4</sup>

Più in particolare, si intende riprendere lo studio di Phillips investigando la validità di quella relazione per la spiegazione dei movimenti dei salari in Italia negli ultimi 46 anni, utilizzando tecniche statistiche di integrazione e cointegrazione per lo studio dei legami di lungo periodo, combinate con specificazioni (lineari e non lineari) delle relazioni dinamiche di breve periodo. In altri termini, ciò che si vuole valutare è la robustezza, su un ampio arco di tempo, di un modello che è ancora un punto di riferimento della letteratura teorica e applicata.<sup>5</sup> Perciò questo studio si concentra sull'analisi econometrica della curva di Phillips senza dare conto dei successivi sviluppi teorici sulla formazione dei salari verificatisi soprattutto nel corso degli anni ottanta<sup>6</sup>.

La scelta di analizzare la curva di Phillips nel lungo periodo con tecniche di cointegrazione richiede l'impiego di un esteso periodo campionario in quanto «cointegration is a long run concept and hence requires long spans of data to give tests for cointegration much power rather

---

<sup>3</sup> Per questa ragione restano ancora oggi condivisibili le motivazioni che più di quindici anni fa spingevano Prosperetti (1981, p. 453) a suggerire di prestare molta attenzione all'appropriatezza dei metodi econometrici per la stima della curva.

<sup>4</sup> Una disamina sulle implicazioni della specificazione econometrica della curva di Phillips è in Grassini (1976).

<sup>5</sup> L'applicazione di metodi econometrici "moderni" ai dati di Phillips (1958) porta Shadman-Mehta (1996, p. 18) a concludere che «if Phillips was conducting his analysis of the sample period 1862-1913 with the current developments in econometric theory, his overall conclusions would have been much the same. There existed indeed an apparent inverse relationship between the rate of inflation and the level of unemployment rate». Quindi, la misura dei legami di lungo periodo di Phillips rimane ancora valida, ma lo stato di variabile indipendente che Phillips attribuisce al tasso di disoccupazione sarebbe invece errato perché «the main impact of deviations from the long run equilibrium is on the unemployment rate rather than the rate of inflation».

<sup>6</sup> Letteratura che trova una sistemazione teorica ed empirica in Layard, Nickell e Jackman (1991). In un recente studio empirico per l'economia italiana, Chiarini e Piselli (1997) propongono una spiegazione dei salari in Italia mediante impostazioni teoriche alternative.

than merely large numbers of observations.» Cfr. Hakkio e Rush (1991, p. 571). La necessità di impiegare un esteso arco temporale ci ha obbligato a ricorrere alle informazioni strutturali della Contabilità Nazionale italiana, i cui dati sono, in parte, ricostruiti. D'altro canto, questo lavoro non è l'unico a scontare tale carenza informativa: le ricostruzioni da noi impiegate sono già state utilizzate in altre analisi applicate all'Italia.<sup>7</sup>

Il lavoro è articolato come segue. Il primo paragrafo presenta le variabili di interesse dello studio, inquadrandole nelle scelte operate dalla letteratura empirica sulla curva di Phillips per l'Italia. Il secondo paragrafo è dedicato all'analisi statistica univariata e multivariata delle variabili di interesse e illustra le principali scelte di specificazione del modello. Il terzo paragrafo studia i legami di cointegrazione fra le variabili seguendo la metodologia dei VAR cointegrati (studio del rango, identificazione del lungo periodo, verifica delle ipotesi di esogenità debole e specificazione di breve periodo). L'approccio dei VAR cointegrati conduce ad una modellazione di breve periodo che, a nostro parere, non considera alcune specificità del fenomeno che si intende studiare. E' per questo che nel quarto paragrafo, ricorrendo a schemi di aggiustamento non lineari, si propone una modellazione alternativa del percorso di aggiustamento dei salari nel breve periodo. Le conclusioni sintetizzano i principali risultati.

## **1. La definizione delle variabili di interesse e le fonti statistiche**

Le variabili su cui concentreremo la nostra attenzione sono le stesse del lavoro di Phillips, il quale nell'ultimo capoverso così conclude:

«The conclusions are of course tentative. There is need for much more detailed research into the relations between unemployment, wage rates, prices and productivity.» Cfr. Phillips (1958, p. 299).

Quindi la presente analisi si concentra sui legami fra il tasso di variazione dei salari nominali, il tasso di disoccupazione, il tasso di inflazione e il tasso di variazione della produttività del lavoro.

I dati utilizzati per misurare le variabili di interesse sono serie storiche annuali per il periodo 1951-1996. Visto il metodo di analisi quantitativa adottato (integrazione-cointegrazione), la conseguente necessità di disporre di un orizzonte temporale elevato (di dimensione peraltro simile a quello impiegato da Phillips) ci ha portato a ricorrere ad informazioni statistiche in

---

<sup>7</sup> Si vedano, tra gli altri, van Ark (1995), Baici e Cristini (1993), Brunello (1996), D'Amato e Pistoressi (1996), Destefanis (1996), Fachin e Cichetti (1994), Maddison (1991), Rossi e Toniolo (1993) e Zamagni (1990).

parte ricostruite. La scelta di privilegiare la lunghezza dell'orizzonte temporale trova conferma in Campbell e Perron (1991, p. 153): «These results show that, whenever possible, test of the unit root hypothesis should be performed using annual data over a long time period.»<sup>8</sup>

La figura 1 presenta la relazione fra crescita del salario nominale e il livello del tasso di disoccupazione. Negli assi, per ciascuna variabile, sono riportati i valori che corrispondono, rispettivamente, a livello minimo, primo quartile, mediana, terzo quartile e valore massimo. Il grafico evidenzia una instabilità nel tempo della relazione fra salari e disoccupazione. Alla fine degli anni sessanta, stimolato dai lavori di Phelps (1967) e Friedman (1968), su questo tema si è sviluppato un intenso dibattito sull'esistenza o meno di un *trade-off* permanente fra crescita salariale e tasso di disoccupazione. Senza la pretesa di entrare nel merito del dibattito, nella figura 1 risulta evidente che dal 1972 al 1974 si realizza un pronunciato slittamento verso l'alto della curva in seguito ad una accelerazione delle grandezze nominali in concomitanza del primo shock petrolifero. Da allora, la curva non presenta slittamenti altrettanto pronunciati e questo nonostante la fase di rientro dall'inflazione nella seconda metà degli anni ottanta; alla riduzione delle variazioni nominali si è associato un tasso di disoccupazione crescente.

Nella formulazione di Phillips non era necessario tenere conto del tasso di inflazione data la stabilità dei prezzi nel periodo da lui esaminato, ma lo stesso autore riconosce che: «A third factor which may affect the rate of change of money wage rates is the rate of change of retail prices, operating

---

<sup>8</sup> *Legenda:* la crescita salariale,  $w$ , è misurata dal tasso di variazione delle retribuzioni medie pro capite; l'inflazione,  $p$ , dal tasso di variazione del deflatore dei consumi interni delle famiglie; la crescita della produttività del lavoro,  $g$ , dal tasso di variazione del valore aggiunto a prezzi costanti per addetto; infine, la disoccupazione,  $u$ , è misurata dal logaritmo del tasso di disoccupazione. *Fonti:*  $w$ ,  $p$  e  $g$  sono ottenuti dalla Contabilità Nazionale italiana i cui dati, per il periodo 1970-1996, sono pubblicati dall'ISTAT; i dati per il periodo 1951-1969 sono il frutto di una ricostruzione storica basata su precedenti Contabilità dell'ISTAT (il più recente aggiornamento è descritto in Golinelli, 1997). *Definizione delle variabili:* le retribuzioni medie pro capite sono ottenute dal rapporto fra il monte retribuzioni lorde per l'economia italiana e numero di unità standard di lavoro dipendente; la produttività del lavoro è data dal rapporto fra valore aggiunto al costo dei fattori a prezzi costanti in base 1990 (al netto sia dei servizi bancari imputati sia del valore aggiunto della locazione dei fabbricati) e le unità standard di lavoro dipendente e indipendente. I dati utilizzati per il tasso di disoccupazione sono quelli precedenti alle modifiche operate dall'ISTAT (a partire dalla rilevazione di Ottobre 1992) e sono disponibili per il periodo 1959-1992; i dati 1951-1958 sono stati ricostruiti a partire da ISTAT (1966), quelli per il periodo 1993-1996 sono compatibili con i livelli pre-1993 utilizzando la definizione allargata del tasso di disoccupazione; dal 1993 quest'ultima informazione è riportata dall'ISTAT nei comunicati stampa dell'indagine sulle forze di lavoro. La definizione "allargata" dell'ISTAT consente di massimizzare il periodo campionario per cui si dispone di osservazioni omogenee.

through cost of living adjustments in wage rates.» Cfr. Phillips (1958, p. 283). L'esclusione di un indicatore di inflazione fra le variabili esplicative è il fattore che più di ogni altro spiega l'evidente instabilità della tradizionale curva di Phillips in seguito agli shock di offerta degli anni settanta e ottanta.

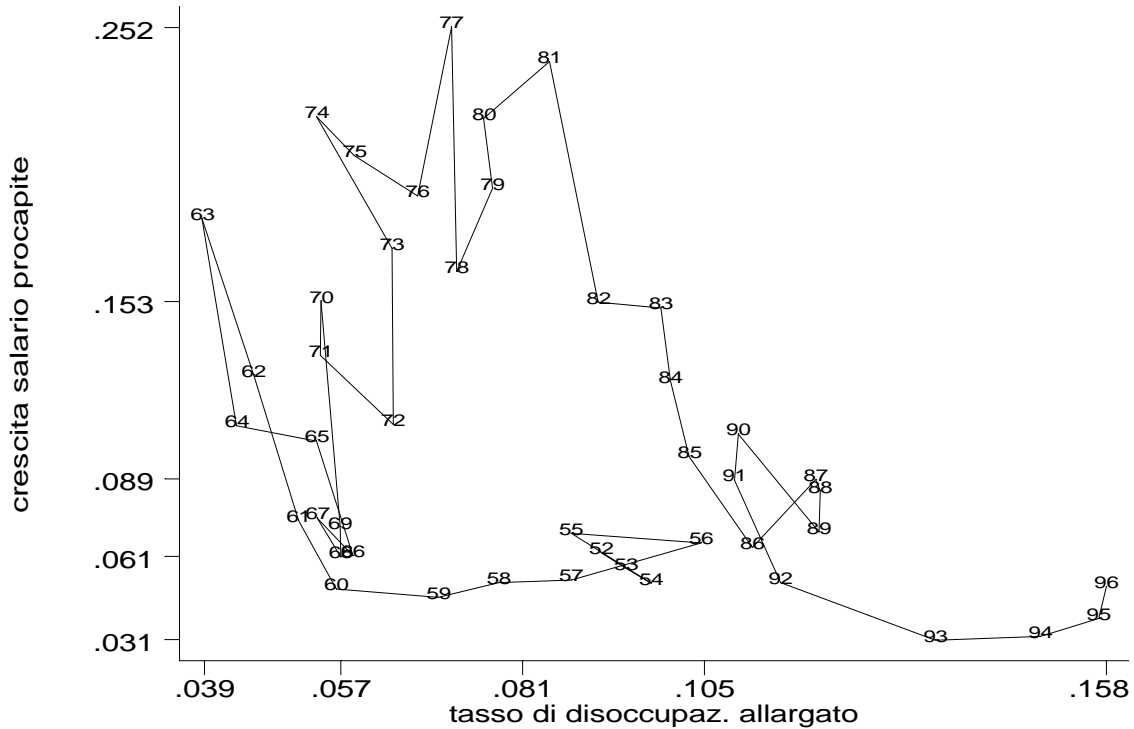


Fig. 1 – Il trade-off fra crescita del salario nominale e tasso di disoccupazione

Queste considerazioni sono confermate dalla visione della figura 2 in cui al livello del tasso di disoccupazione si contrappone la crescita del salario reale, definito come crescita del salario nominale meno l'inflazione al consumo. Lo slittamento della curva nella figura 1 è scomparso e si evidenziano *outlier* superiori soprattutto negli anni in cui si sono simultaneamente chiuse alcune rilevanti tornate contrattuali, mentre gli *outlier* inferiori sono ricollegabili ad una improvvisa accelerazione dell'inflazione (come nel 1974), oppure al venire meno di effetti *una tantum* (arretrati e pagamento di straordinari) sulla retribuzione dell'anno precedente (come nel 1982) con l'economia in fase di rallentamento.

Per tenere conto dell'inflazione nella specificazione della curva di Phillips, la teoria ipotizza una relazione fra crescita del salario e inflazione attesa (e non quella effettiva). L'inflazione attesa può essere approssimata da una specificazione dinamica dell'inflazione effettiva, tale scelta è operata da Modigliani e Tarantelli (1973 e 1977), Sylos Labini (1970), Valcamonici (1973), Onofri (1976), Fratianni (1980), D'Amato e Pistoresi (1996), Chiarini e Piselli (1997); oltre all'inflazione effettiva, Onofri e Salituro (1985) includono anche il tasso di variazione dell'offerta di moneta. Seguendo un

altro approccio, Bodo e Visco (1987) utilizzano sia le aspettative delle variazioni dei prezzi al consumo rilevate nel *forum* di Mondo Economico sia una stima dell'elasticità della scala mobile rispetto all'indice sindacale.<sup>9</sup>

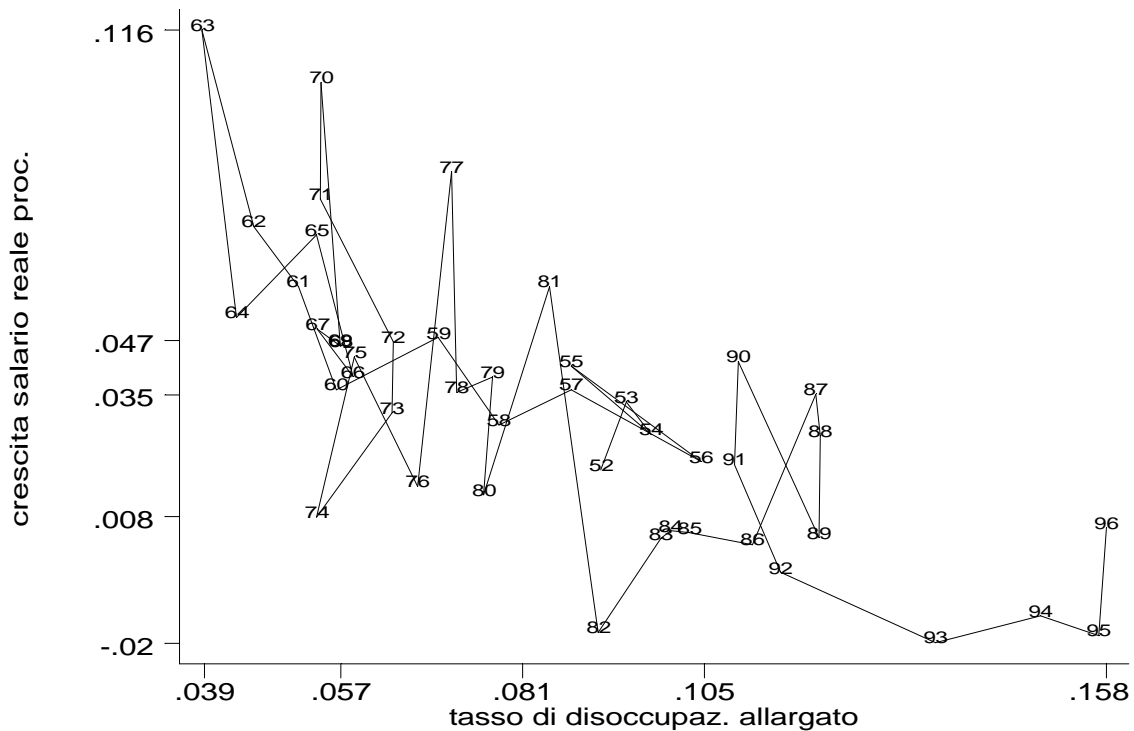


Fig. 2 – Il trade-off fra crescita del salario reale e tasso di disoccupazione

In tutti i precedenti studi prevale comunque un fatto comune, indipendente dalla scelta del modello di aspettative sui prezzi, dalla periodicità dei dati e dal periodo storico osservato: l'elasticità della crescita del salario nominale all'inflazione è sempre molto vicino all'unità, spesso superiore a uno. Per reinterpretare tale elevata elasticità Modigliani e Tarantelli (1973, 1977) suggeriscono specificazioni della curva di Phillips più attente a temi istituzionali, ma si espongono a severe critiche sia sui metodi econometrici impiegati, sia sulle loro correzioni al tasso di disoccupazione.<sup>10</sup>

In questo lavoro si propone una misura degli effetti di breve e di lungo periodo dell'inflazione e si verifica l'ipotesi di elasticità unitaria fra crescita del salario e inflazione nel lungo periodo.

<sup>9</sup> Con riferimento agli effetti colti dalla presenza dell'inflazione fra le variabili esplicative della curva, Sylos Labini (1970, p. 1356) nota che «In paesi come l'Italia in cui la scala mobile è applicata a tutti i contratti di lavoro, la relazione fra variazioni salariali e variazioni del costo della vita è addirittura ovvia. Ma la stessa introduzione della scala mobile è il risultato della pressione dei sindacati e di partiti politici che rappresentano gli interessi dei lavoratori».

<sup>10</sup> Si veda, al riguardo, Prosperetti (1981) e Spinelli (1980).

La figura 1 suggerisce non linearità della relazione nei sottoperiodi 1952-1969 e 1981-1996, tale impressione è rafforzata dalla visione della figura 2 che rimuove gran parte delle instabilità nella prima metà degli anni settanta. Phillips (1958) nota che l'influenza del tasso di disoccupazione (indicatore della pressione relativa della domanda di lavoro sul mercato) sulla variazione percentuale dei salari non è lineare; d'altro canto, egli non propone una teoria per spiegare tale non linearità, limitandosi ad alcune congetture (si veda Phillips, 1958, p. 283). La lacuna generale delle mancanti fondamenta teoriche della curva di Phillips viene colmata da Lipsey (1960), il quale propone un modello di comportamento in grado di giustificare segno negativo e non linearità della relazione fra salario e disoccupazione.

La non linearità della curva di Phillips è affrontata nella letteratura empirica con specificazioni del tasso di disoccupazione in forma logaritmica o di iperbole. In questo lavoro si è optato per una relazione semilogaritmica: la variazione percentuale del salario è spiegata dal logaritmo del tasso di disoccupazione. Nel suo lavoro, Phillips stima una relazione log-lineare raggruppando le osservazioni in sei blocchi e seguendo una procedura iterativa di aggiustamento dei dati stimati ai dati storici; Lipsey invece quantifica una relazione in cui il tasso di variazione del salario nominale dipende dall'inverso del livello del tasso di disoccupazione. Al pari di Lipsey, anche Bodo e Visco (1987) preferiscono, per la stima del modello trimestrale della Banca d'Italia, una specificazione del tasso di disoccupazione in forma di iperbole, scelta adottata anche da Modigliani e Tarantelli (1973 e 1977), Onofri (1976), Sylos Labini (1970) e Valcamonici (1973). Al pari del presente studio, D'Amato e Pistoresi (1996) e Chiarini e Piselli (1997) optano invece per una specificazione log-lineare del tasso di disoccupazione.

Alcuni dei precedenti studi effettuano una correzione del tasso di disoccupazione per tenere conto della composizione della domanda e dell'offerta di lavoro<sup>11</sup> o dell'effetto delle ore autorizzate di Cassa integrazione guadagni<sup>12</sup>; tale scelta pare giustificata soprattutto per l'analisi dei movimenti congiunturali della disoccupazione e quindi, dati gli scopi di analisi di lungo periodo di questo lavoro, non ci è parso necessario operare alcuna correzione.

Spesso in letteratura l'effetto della produttività sul salario non viene esplicitamente specificato, ma finisce incorporato nella costante della relazione di Phillips; in questo modo si suppone che, nel lungo periodo, l'effetto della produttività del lavoro sul salario sia misurabile da una

---

<sup>11</sup> Cfr Modigliani e Tarantelli (1973 e 1977) e Onofri (1976). Al riguardo, Onofri (1976, p. 134) motiva tale scelta: «dietro a valori della disoccupazione numericamente uguali stanno condizioni completamente diverse dal punto di vista del mercato del lavoro».

<sup>12</sup> Cfr Bodo e Visco (1987).



costante, pari al trend di produttività del lavoro. Una eccezione è rappresentata da Onofri e Salituro (1985) che inseriscono la crescita del salario reale obiettivo (che in equilibrio è pari alla crescita della produttività del lavoro) fra le variabili esplicative del loro modello.

Nel presente studio, l'inclusione della crescita della produttività del lavoro fra le variabili di interesse permette di valutarne l'importanza per spiegare i movimenti di breve e di lungo periodo del salario.

## 2. L'analisi statistica univariata e multivariata dei dati

Allo scopo di sintetizzare l'informazione statistica di base, i grafici in figura 3 presentano gli andamenti storici delle quattro variabili di interesse. Dall'analisi grafica si evidenziano l'assenza di trend e una forte persistenza di  $w$ ,  $p$  e  $g$  sopra e sotto i valori medi di periodo; il logaritmo del tasso di disoccupazione ( $u$ ) presenta un andamento a U.

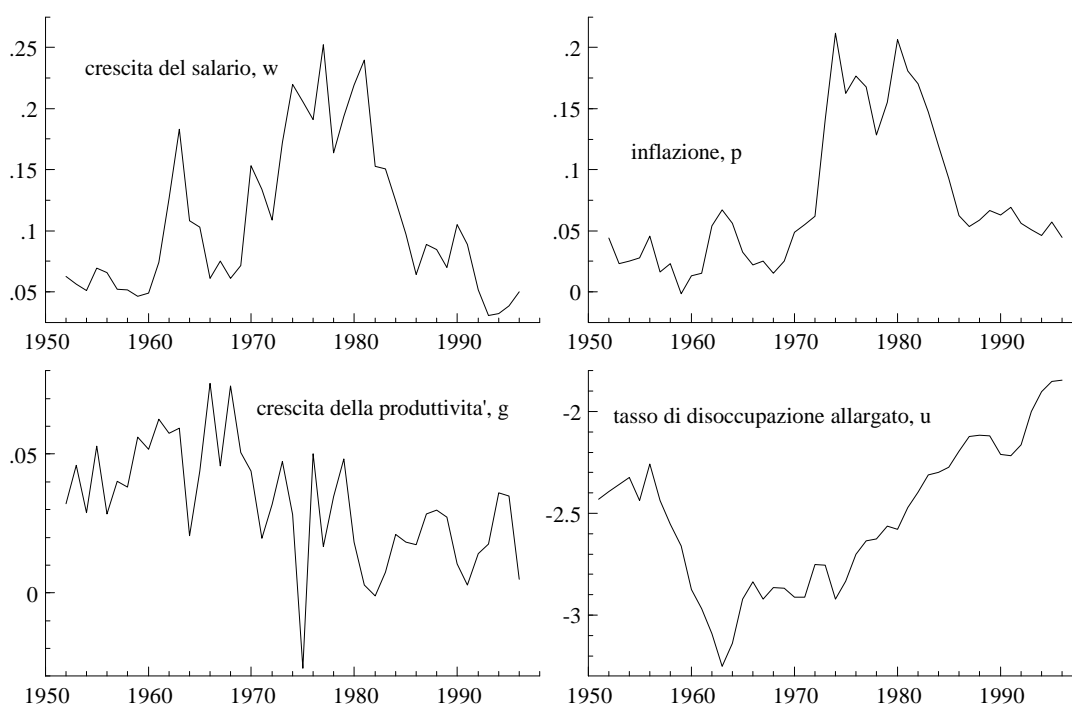


Fig. 3 – Le serie storiche utilizzate nello studio

Il profilo della crescita salariale tende ad essere simile a quello della crescita dei prezzi al consumo, che, a sua volta, riflette le ondate inflazionistiche dei due shock petroliferi e la successiva deflazione dei prezzi delle materie prime nel corso della prima metà degli anni ottanta. Il profilo delle variazioni percentuali del salario pro capite risulta comunque più perturbato di quello del tasso di inflazione a causa di effetti sul salario per la chiusura simultanea

di tornate contrattuali in diversi settori (si rammenti la periodicità annuale delle osservazioni) o in concomitanza di alcuni rilevanti avvenimenti politici e sociali, quali il passaggio da governi di centro destra al primo governo di centro sinistra del 1963 o “l’autunno caldo” del 1969. L’andamento della crescita della produttività del lavoro suggerisce un possibile punto di rottura in corrispondenza del primo shock petrolifero del 1973, in seguito al quale la crescita media pare assestarsi ad un livello inferiore di circa 2-3 punti rispetto ai dati precedenti. L’andamento del logaritmo del tasso di disoccupazione suggerisce tre distinte fasi: dapprima una riduzione, fino all’inizio degli anni sessanta, grazie ad una sostenuta domanda di lavoro (continuo assorbimento di nuovi occupati connesso al rapido allargamento della struttura produttiva) ed alla riduzione dell’offerta di lavoro femminile per il passaggio da un’economia agricola ad una industriale; dopo la recessione del 1964, si è passati ad una situazione in cui, per un decennio, il tasso di disoccupazione oscilla attorno al 5-6% e non è più tendenzialmente decrescente; infine, a partire dalla seconda metà degli anni settanta, si assiste ad un progressivo e pressoché continuo incremento a causa di una elevata offerta di lavoro (incremento demografico di fine anni cinquanta e anni sessanta, dinamica della scolarizzazione e incremento del tasso di partecipazione femminile) cui non corrisponde una adeguata domanda di lavoro.

Tab. 1 - Test di radici unitarie

Variabile	ADF(k)	k
$w$	-1,967	0
$p$	-1,533	0
$wp$	-1,888	1
$g$	-2,645	1
$u$	-0,530	1
$Dw$	-7,232	0
$Dp$	-5,495	0
$Dwp$	-11,302	0
$Dg$	-6,909	1
$Du$	-4,858	0

ADF(k) è il test *Augmented* Dickey-Fuller di ordine  $k$  ( $k=0$  indica il test Dickey-Fuller).  $w$ ,  $p$  e  $g$  sono i tassi di crescita di salari, prezzi e produttività;  $u$  è il logaritmo del tasso di disoccupazione;  $wp = w - p$

$D$  indica l’operatore differenza prima.

Valore critico al 95% = -2,93

Viste le ripercussioni che la presenza di radici unitarie nel processo stocastico univariato delle serie storiche di interesse ha sulle proprietà di stimatori e test utilizzati nelle fasi di stima e inferenza, la tabella 1 presenta l'esito dei test univariati di Dickey e Fuller (1979) per il periodo 1954-1996 (1955-1996 per le serie in differenze prime).

L'esito dei test di radici unitarie è influenzato dalle scelte del ricercatore per il nucleo deterministico e l'ordine dei ritardi del processo autoregressivo. Con riferimento al primo aspetto, in considerazione della natura dei fenomeni economici analizzati e dei grafici in figura 1, si è optato per un modello con costante e senza trend. Per il secondo aspetto, la periodicità annuale dei dati suggerisce a priori ritardi di ordine non molto elevato: partendo da processi autoregressivi del terzo ordine, il numero specifico di ritardi è stato scelto, di volta in volta, tenendo conto sia della significatività delle stime dei parametri dei termini *augmented*, sia dei criteri di selezione AIC e SBC.<sup>13</sup>

I risultati nella tabella 1 vanno interpretati come analisi preliminari dei dati e indicano che le serie storiche sono generate da processi stocastici univariati integrati del primo ordine, in simboli  $I(1)$ . Anche la differenza fra il tasso di crescita del salario pro capite e il tasso di inflazione (che approssima il tasso di crescita del salario reale) pare  $I(1)$ , indice dell'assenza di cointegrazione fra crescita salariale e inflazione. Il fatto che i tassi crescita di salari, prezzi e produttività del lavoro e il tasso di disoccupazione siano  $I(1)$  appare implausibile dal punto di vista economico; il realismo dell'esito di test univariati è discusso da Hall, Anderson, Granger (1992, nota 5) i quali, riferendosi a tassi di interesse (un caso assimilabile al nostro), affermano che: «The conclusion that yields to maturity are integrated processes can not be true in a very strict sense because integrated series are unbounded, while nominal yields are bounded below by zero. Nevertheless it is evident from the data that the stastical characteristics of yields are closer to those of  $I(1)$  series than  $I(0)$  series, so that for the purposes of building models of the term structure it is appropriate to treat these yield series as if they were  $I(1)$ ». Detto altrimenti, l'ordine di integrazione non è una proprietà relativa alla "natura" della variabile analizzata, ma, piuttosto, una caratteristica collegata al sistema di misura della variabile ed al periodo campionario di riferimento di cui comunque bisogna tenere conto nelle fasi di modellazione.

Gli esiti dell'analisi precedente per  $w$ ,  $p$  e  $u$  non sono mai influenzati dalle scelte da noi operate: l'ipotesi nulla di radice unitaria non è mai rifiutata (indipendentemente da ordine di ritardi e nucleo deterministico, con o senza trend) mentre, in differenze prime, la rifiutano. Diverso è il discorso per la crescita della produttività del lavoro ( $g$ ); il test  $ADF(1)$  riportato in tabella 1

---

<sup>13</sup> La specifica definizione dei criteri utilizzati è in Pesaran e Pesaran (1997, pp. 352-355).

non rifiuta l'ipotesi nulla al 5% mentre, utilizzando un modello non *augmented*, si otterrebbe il rifiuto dell'ipotesi nulla<sup>14</sup>; allo stesso modo, l'ipotesi nulla è rifiutata includendo nel modello un trend deterministico (la cui pendenza stimata ha segno negativo).

La visione dell'andamento di  $g$  in figura 3 suggerisce un possibile break verso il basso della crescita media nella prima metà degli anni settanta, mentre il test Dickey-Fuller confronta l'ipotesi nulla di processo I(1) con una alternativa di processo I(0) con o senza trend (a seconda del nucleo deterministico scelto), ma senza break. Uno slittamento verso il basso della crescita media della produttività spiegherebbe perché nel modello di Dickey-Fuller con trend la pendenza interpolante sia negativa; tale modello sarebbe tuttavia poco plausibile dal punto di vista economico dato che un trend lineare implicherebbe tassi di variazione sistematicamente crescenti o decrescenti nel tempo (a seconda del segno del parametro stimato per il trend).

Per approfondire l'analisi dell'ordine di integrazione di  $g$ , un altro approccio è quello suggerito in letteratura da Perron (1997)<sup>15</sup> in cui, nel caso di serie senza trend deterministici, all'ipotesi nulla di processo I(1) si contrappone una alternativa I(0) con break strutturale nella media in un istante temporale  $T_b$  sconosciuto a priori. Dato che il cambiamento strutturale nella media di una variabile stazionaria tende a distorcere i test Dickey-Fuller e *Augmented* Dickey-Fuller verso il non rifiuto dell'ipotesi nulla, abbiamo effettuato test del tipo *additive outlier* e *innovational outlier*<sup>16</sup> per valutare l'ipotesi nulla di un processo stocastico integrato con un singolo "impulso" in  $T_b+1$  (che si riflette in un cambiamento permanente di  $g$ ) contro l'alternativa di un processo stazionario soggetto ad un cambiamento della media in  $T_b$ .

Il test *additive outlier* viene effettuato con una procedura a due stadi: prima si depura la variabile  $g_t$  dal possibile cambiamento della media stimando la:

$$g_t = \mathbf{m} + \mathbf{q} DU_t + u_t$$

e poi si effettua il test di  $\mathbf{a} = 0$  nella regressione:

$$[1a] \quad Du_t = \mathbf{a} u_{t-1} + \mathbf{d} D(T_b)_t + \sum_{i=1,k} \mathbf{g}_i Du_{t-i} + \mathbf{e}_t$$

<sup>14</sup> La statistica  $t$  della stima del parametro di  $Dg_{t-1}$  nel modello ADF(1) è pari a -1,57.

<sup>15</sup> Ultimo di una serie di contributi su questo tema a partire da Perron (1989). I lavori più significativi in questo campo sono citati in Perron (1997).

<sup>16</sup> Seguendo la terminologia in Box e Tiao (1975), il modello *additive outlier* ipotizza che il cambiamento, dovuto al break, si realizzi bruscamente da un periodo all'altro, mentre nei modelli *innovational outlier* il cambiamento è graduale.

*augmented* di ordine  $k$ ; al pari di  $T_b$  anche  $k$  è supposto sconosciuto a priori. Nelle due equazioni  $\mathbf{m}$ ,  $\mathbf{q}$ ,  $\mathbf{a}$ ,  $\mathbf{d}$  e  $\mathbf{g}$  sono parametri,  $D(T_b)_t = 1(t = T_b+1)$  è una variabile *pulse dummy* e  $DU_t = 1(t > T_b)$  è una variabile *step dummy*, con  $1(\cdot)$  funzione-indicatore.

Il test *innovative outlier* è effettuato invece verificando l'ipotesi  $\mathbf{a} = 0$  nella regressione:

$$[1b] \quad \mathbf{D}g_t = \mathbf{m} + \mathbf{q}DU_t + \mathbf{d}D(T_b)_t + \mathbf{a}g_{t-1} + \sum_{i=1,k} \mathbf{g}_i \mathbf{D}g_{t-i} + \mathbf{e}_t$$

Come indicato in Perron (1997), la prova di ipotesi di radice unitaria è effettuata utilizzando le statistiche  $t_{\mathbf{a}}^*$  e  $t_{\mathbf{a},\mathbf{q}}^*$  di stime sequenziali col metodo OLS dei modelli [1a] e [1b] per tutti i  $T_b$  e  $k$  possibili. La data del break  $T_b$  è scelta o minimizzando la statistica  $t_{\mathbf{a}}$  relativa all'ipotesi  $\mathbf{a}=0$  ( $t_{\mathbf{a}}^*$ ), o, in alternativa, massimizzando il valore assoluto della statistica  $t_{\mathbf{q}}$  relativa all'ipotesi  $\mathbf{q}=0$  ( $t_{\mathbf{a},\mathbf{q}}^*$ ). L'ordine  $k$  dei ritardi è definito a partire da un ordine massimo  $k^*$  fissato a priori e ridotto fino a che la statistica  $t_{\mathbf{g}_k}$  per l'ipotesi  $\mathbf{g}_k=0$  sia significativa al 10%, utilizzando i valori critici a due code della distribuzione normale.

I risultati del test per la crescita della produttività del lavoro  $g$  sono significativi all'1% in entrambi i modelli. In particolare il modello [1a] presenta  $t_{\mathbf{a}}^* = -6,703$  e  $t_{\mathbf{a},\mathbf{q}}^* = -6,544$  contro il valore critico  $-5,4$  all'1%; nel modello [1b]  $t_{\mathbf{a}}^*=t_{\mathbf{a},\mathbf{q}}^*=-6,539$  a fronte di un valore critico  $-5,9$  all'1%.<sup>17</sup> In entrambi i modelli, a partire da  $k^*=4$ , la procedura seleziona  $k=0$ , indice della non significatività (nel senso definito sopra) dei termini  $\mathbf{D}g_{t-i}$ . Il modello *additive outlier* segnala un break nel 1969 usando il criterio del  $t_{\mathbf{a}}$  minimo e nel 1970 con il criterio del massimo valore assoluto della  $t_{\mathbf{q}}$ ; il modello *innovative outlier* segnala il solo 1969.<sup>18</sup>

L'esito complessivo dell'analisi preliminare di integrazione conferma quanto ottenuto da Fachin e Cicchetti (1994) in uno studio sull'ordine di integrazione delle principali serie storiche italiane:  $w$ ,  $p$  e  $u$  paiono  $I(1)$ , mentre  $g$  è  $I(1)$  se non si dà conto di break,  $I(0)$  se si ammette un break strutturale della media nel periodo 1969-1970.

L'analisi univariata ha evidenziato la presenza di una variabilità di bassa frequenza nei dati, tipica dei processi con radici unitarie, che permette di verificare l'esistenza di legami di lungo periodo con tecniche di analisi di cointegrazione. Preliminare allo studio della cointegrazione è l'analisi multivariata dell'insieme informativo utilizzando, come punto di partenza, un

<sup>17</sup> I valori critici sono quelli di Perron (1997, table 1).

<sup>18</sup> Per le altre variabili di interesse i risultati dei test (non riportati per esigenze di spazio) non rifiutano mai l'ipotesi nulla di radici unitarie.

modello autoregressivo vettoriale non vincolato; tale modello è costruito per ottenere empiricamente una valida riduzione statistica del processo generatore dei dati campionari di  $w$ ,  $p$ ,  $g$  e  $u$ . Come per l'analisi univariata, anche nel caso multivariato il trattamento del nucleo deterministico è cruciale per la strategia di modellazione, dato che l'esito dell'analisi di cointegrazione è spesso influenzato dalle scelte operate a questo stadio. E' quindi importante valutare i probabili effetti di lungo e di breve periodo dovuti alla presenza della costante che, nel nostro modello, è stata vincolata a fare parte dello spazio di cointegrazione; in caso contrario, la sua presenza non vincolata nel VAR equivarrebbe a supporre trend deterministici nelle variabili, ipotesi da scartare alla luce dei grafici nella figura 3.<sup>19</sup>

In generale, si definisce il seguente modello in forma di meccanismo vettoriale a correzione dell'errore (VECM), dato il vantaggio che esso fornisce per la rappresentazione di variabili I(1) e I(0)

$$[2] \quad \mathbf{D}x_t = \mathbf{S}_{j=1, k-1} \mathbf{P}_j \mathbf{D}x_{t-j} + \mathbf{p}x_{t-1} + \mathbf{e}_t$$

dove  $x_t$  è un vettore  $n \times 1$  delle  $n$  variabili stocastiche di interesse;  $k$  è il numero dei ritardi (ordine) del VAR non vincolato;  $\mathbf{e}_t$  è un vettore  $n \times 1$  di disturbi stocastici ipotizzati normali e indipendentemente distribuiti con media zero e matrice  $n \times n$  di varianze-covarianze  $\mathbf{W}$  simmetrica e positiva definita;  $\mathbf{D}$  indica l'operatore differenza prima; infine le  $\mathbf{P}_j$  e  $\mathbf{p}$  sono matrici di parametri, di dimensione  $n \times n$ .<sup>20</sup>

La nostra analisi VECM muove da una modellazione di tipo [2] in cui  $x_t = (w, p, g, u)'$ , con  $n = 4$ ; il numero iniziale dei ritardi,  $k$ , è stato posto pari a 4, ipotizzato essere sufficientemente ampio data la periodicità annuale delle osservazioni. Il periodo di stima scelto (1956-1992) è ridotto rispetto al campione disponibile allo scopo di lasciare libere le osservazioni del periodo 1993-1996 per effettuare test di capacità previsiva del modello per gli anni successivi al biennio 1992-1993 in cui si sono realizzati importanti accordi fra le parti sociali sul costo del lavoro che potrebbero indurre break nei parametri del modello.

---

<sup>19</sup> D'Amato e Pistoiesi (1996, pp. 379-380) approfondiscono lo studio del nucleo deterministico mediante l'impiego di un test del rapporto di verosimiglianza e, sulla base dei risultati ottenuti (pp. 388-390), scelgono come noi una specificazione del modello con la costante vincolata nello spazio di cointegrazione.

<sup>20</sup> Le componenti deterministiche del sistema [2] (ad esempio le costanti) sono state omesse per non appesantire la lettura. Nel VECM di questo lavoro le costanti sono vincolate a far parte dello spazio di cointegrazione e, quindi, sarebbero da includere nella matrice  $\mathbf{p}$  la quale avrebbe in tal modo dimensione  $n \times (n+1)$ . Allo stesso modo, nel vettore colonna  $x_{t-1}$  comparirebbe, in aggiunta a quanto definito nel testo, una variabile unitaria esplicativa della costante.

Come sottolineato in Hargreaves (1994, p. 4) la lunghezza dei ritardi del VAR costituisce, al pari del nucleo deterministico, un elemento di cruciale rilevanza per le analisi successive. Per questa ragione la scelta preliminare di uno specifico  $k$  è stata effettuata sulla base dei criteri AIC e SBC (già utilizzati a livello univariato), dopodiché si è optato per il  $k$  in corrispondenza del quale i residui del modello sono *white noise*. I criteri AIC e SBC indicherebbero come ottimale un VAR(1), ma le evidenze di scorretta specificazione dei modelli di ordine inferiore al terzo impediscono l'adozione di modelli più parsimoniosi; scegliendo invece  $k=3$  si ottengono residui *white noise* e, quindi, abbiamo optato per tale ordine di ritardi. La specificazione VECM (3) implica la stima di 52 parametri (ognuna delle due matrici  $P_j$  contiene 16 parametri e la  $p$  20 parametri<sup>21</sup>), a cui si aggiungono i 10 elementi della matrice  $W$  delle varianze-covarianze degli errori.

Nelle prime due righe della tabella 2 si trovano alcune misure di bontà di adattamento del modello: gli errori standard della regressione ( $s$ ) e i coefficienti di correlazione fra valori effettivi e calcolati ( $r$ ), il cui quadrato equivale al coefficiente di determinazione in un contesto multiequazionale. Le successive quattro righe della tabella 2 presentano i valori di probabilità dei test di scorretta specificazione, nell'ordine: autocorrelazione di ordine 2, eteroschedasticità condizionale autoregressiva di ordine 1, eteroschedasticità di White e normalità.<sup>22</sup> Nelle ultime tre righe della tabella 2 sono riportati, solo a livello di sistema e quindi nell'ultima colonna, alcuni test di costanza dei parametri del modello basati sulle informazioni ottenute a partire dagli errori di previsione del periodo 1993-1996 utilizzando il modello stimato per il periodo 1955-1992.<sup>23</sup>

I test di scorretta specificazione non evidenziano particolari problemi, a meno di un segnale di non normalità dei residui a livello di sistema, peraltro

---

<sup>21</sup> Nel presente caso in  $p$  compaiono anche le quattro costanti del sistema.

<sup>22</sup> Dato il limitato numero di gradi di libertà, si è scelta l'utilizzazione della versione F dei test. Per la loro definizione si rinvia a Doornik e Hendry (1997, paragrafo 10.9). I test di eteroschedasticità *à la White*, che nella loro versione *standard* non sono applicabili in questo esercizio a causa del limitato numero di gradi di libertà, sono ricavati da una regressione ausiliaria in cui il quadrato dei residui di ciascuna equazione è regredito sul quadrato dei corrispondenti dati *fitted*.

<sup>23</sup> I tre test utilizzano in modo diverso l'insieme informativo costituito dalla matrice di varianze-covarianze degli errori di previsione. In particolare, *prev1* è un test di costanza "numerica" dei parametri (ignora sia l'incertezza sui parametri, sia le correlazioni fra gli errori di previsione in diversi periodi e quindi utilizza, come fonte di variabilità, la sola stima della matrice  $W$ ); *prev2*, rispetto al test precedente, dà anche conto dell'incertezza sui parametri (quindi utilizza anche la matrice delle varianze-covarianze degli stimatori); *prev3*, basandosi sull'intera matrice di varianze-covarianze di tutti gli errori di previsione, tiene conto di tutte le informazioni potenzialmente a disposizione (Cfr. Doornik e Hendry, 1997, paragrafo 10.5).

non significativo all'1%. La *performance* previsiva del modello in termini di costanza dei parametri viene ritenuta soddisfacente alla luce degli esiti nella colonna VECM in corrispondenza delle ultime tre righe. Per ragioni di spazio non riportiamo i test di break strutturali *à la* Chow sottolineando però che da quella analisi non emergono problemi di costanza delle stime dei parametri del modello. Infine, per ciò che concerne la dinamica del modello, la stabilità del VECM proposto è garantita da autovalori della matrice compagna che, in modulo, sono interni al cerchio di raggio unitario.

Tab. 2 - Principali risultati del modello VECM(3), periodo 1955-1992

<i>Statistica:</i>	<i>D<sub>w</sub></i>	<i>D<sub>p</sub></i>	<i>D<sub>g</sub></i>	<i>D<sub>u</sub></i>	VECM
$\sigma$	0,0324	0,0273	0,0142	0,0941	-
r	0,731	0,584	0,872	0,682	-
$F_{ar2}$	0,632	0,736	0,564	0,646	0,484
$F_{arch1}$	0,520	0,177	0,836	0,786	-
$F_{het}$	0,820	0,150	0,846	0,768	-
$\chi^2_{nor}$	0,478	0,377	0,545	0,095	0,034
$F_{prev1}$	-	-	-	-	0,121
$F_{prev2}$	-	-	-	-	0,376
$F_{prev3}$	-	-	-	-	0,660

Per semplificare la lettura della tavola, si riportano i soli valori di probabilità dei test. Nelle diverse colonne, si riporta il nome della variabile dipendente della corrispondente equazione del VAR; a VECM corrispondono le statistiche a livello di sistema.

Visti i risultati ottenuti, il sistema non vincolato con 3 ritardi viene adottato come punto di partenza per la modellazione strutturale, condotta nell'ipotesi di linearità nei parametri delle specificazioni.<sup>24</sup>

### 3. Il modello VAR cointegrato

Nel modello VECM, definito dalla [2],  $Dx$  è I(0) e quindi, affinché il sistema sia bilanciato, bisogna che anche il termine  $px_{t-1}$  sia I(0). Inoltre, la matrice dei coefficienti di lungo periodo  $p$  non può essere di rango pieno dato che  $x$  contiene anche variabili I(1), ma avrà rango ridotto pari a  $r$ , con  $r < n$ . In questi casi, la matrice  $p$  può essere scomposta in  $p=ab'$ , (dove  $a$  e  $b$  sono matrici  $n \times r$  di rango  $r$ ) e il modello [2] può essere riscritto facendo intervenire solo variabili I(0):

<sup>24</sup> Per una descrizione dell'approccio si veda Hendry e Mizon (1993).



$$[3] \quad Dx_t = S_{j=1, k-1} P_j Dx_{t-j} + a(b' x_{t-1}) + e_t$$

in cui  $b'x_{t-1}$  contiene le  $r$  relazioni di cointegrazione fra le  $n$  variabili del vettore  $x$ .

La procedura sviluppata a partire da Johansen (1988) permette di determinare il rango di cointegrazione  $r$  e, allo stesso tempo, di stimare i parametri  $P$ ,  $a$ ,  $b$  e  $W$ .

La prima colonna della tabella 3 indica il rango di cointegrazione, la seconda colonna riporta il logaritmo della verosimiglianza del sistema vincolato al rango indicato nella prima colonna (nell'ultima riga,  $r=4$ , si trova il livello di verosimiglianza massimo corrispondente al modello non vincolato del paragrafo precedente), nella terza colonna si riporta l'ipotesi nulla del test del rango di cointegrazione. Nelle seguenti tre colonne, con  $m$ ,  $Max$  e  $Tr$  si indicano, rispettivamente, gli autovalori e i test del rango di cointegrazione basati sul massimo autovalore e sulla traccia.

Tab. 3 - Analisi del rango di cointegrazione, periodo 1955-1992

$r$	$loglik$	$H_o$	$m$	$Max$	$Tr$
0	545.25	$r = 0$	-	29,14 *	60,96 **
1	559.82	$r \leq 1$	0,535	20,33	31,82
2	569.99	$r \leq 2$	0,414	6,93	11,49
3	573.45	$r \leq 3$	0,166	4,57	4,57
4	575.74		0,113	-	-

\* e \*\* indicano, rispettivamente, significatività al 5% e 1% sulla base dei valori critici in Osterwald-Lenum (1992).

Alla luce dei risultati nella tabella 3, l'ipotesi di rango di cointegrazione pari a zero (assenza di cointegrazione) viene rifiutata da entrambi i test, mentre tutti i test successivi non rifiutano la corrispondente ipotesi nulla: fra le quattro variabili esiste una sola relazione di cointegrazione; le stime degli autovalori nella quarta colonna suggeriscono invece che anche l'ipotesi  $r=2$  deve essere valutata con attenzione.

Se si considera quest'ultima possibilità, si identificano due possibili modelli interpretativi: (a) una curva di Phillips aumentata dell'inflazione (con o senza effetto di produttività) e una crescita della produttività stazionaria attorno alla costante; oppure (b) una curva di Phillips aumentata dell'inflazione (senza effetto di produttività) e una equazione di prezzo in cui l'inflazione al consumo è spiegata dal tasso di variazione del costo del lavoro per unità di prodotto. Con riferimento ai nostri dati, entrambe le situazioni causano un netto rifiuto dei vincoli di identificazione dei legami di lungo periodo. Nel primo caso, perché la procedura non tiene conto di un probabile

break della crescita della produttività del lavoro (evidenziato dall'analisi preliminare) in quanto la metodologia di analisi e identificazione di VAR a rango ridotto in presenza di cambiamenti di regime non è ancora stata pienamente sviluppata.<sup>25</sup> Nel secondo caso, il rifiuto delle restrizioni di identificazione è dovuto ad una dissimile dinamica del costo del lavoro e dell'inflazione dopo il 1991, ed infatti, a partire da tale data, il test sulle restrizioni di identificazione è sempre più significativo.<sup>26</sup>

Imponendo invece  $r=1$  alla matrice  $\mathbf{p}$  (come indicato dai test del rango), i parametri dei vettori  $\mathbf{a}$  e  $\mathbf{b}$  sono identificati introducendo il solo vincolo di normalizzazione per quella variabile che si suppone spiegata dalla relazione di cointegrazione. Espandendo, nell'ipotesi che  $r=1$ , il secondo addendo a destra dell'uguale nel modello a correzione dell'errore [3], avremo:

$$Dx_t = S_{j=1, k-1} P_j Dx_{t-j} + \begin{bmatrix} \mathbf{a}_{11} \\ \mathbf{a}_{21} \\ \mathbf{a}_{31} \\ \mathbf{a}_{41} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11} & \mathbf{b}_{21} & \mathbf{b}_{31} & \mathbf{b}_{41} & \mathbf{g} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_{t-1} \\ p_{t-1} \\ g_{t-1} \\ u_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix} + \mathbf{e}_t$$

dove  $\mathbf{g}$  è la costante (vincolata nello spazio di cointegrazione) e la variabile unitaria aggiunta in fondo al vettore  $x_{t-1}$  è l'esplicativa di  $\mathbf{g}$ .

La tabella 4 presenta i risultati di alcune restrizioni di sovraidentificazione dei parametri di lungo periodo, mediante test del rapporto di verosimiglianza. Le restrizioni sottoposte a verifica sono definite nella prima colonna e sono descritte nelle quattro colonne successive, in assenza di indicazione, la stima è lasciata libera.

<sup>25</sup> L'analisi di cointegrazione in presenza di cambiamenti di regime è stata sviluppata da Gregory e Hansen (1996a, 1996b) solo per l'approccio basato sui residui di regressioni statiche (Cfr Engle e Granger, 1987). Gregory e Hansen (1996a, p. 117) affermano che «It would be interesting and useful to develop an analogous set of test statistics using the likelihood ratio approach advocated by Johansen. Some progress along these lines has been recently initiated by H. Hansen and Johansen (1993)». Al presente, tale auspicio non ha ancora trovato piena attuazione.

<sup>26</sup> D'Amato e Pistoresi (1996) non rifiutano, per il periodo 1960-1990, l'ipotesi  $r = 2$  e interpretano il secondo vettore di cointegrazione come nel nostro caso ( $b$ ). A parere di chi scrive, i risultati dell'identificazione indicano la necessità di estendere l'insieme delle variabili di interesse, se si vuole mantenere l'ipotesi di rango due dopo il 1990. Alcune possibilità sono indicate in Juselius (1992) o, in termini analitici, in Bodo e Visco (1987, appendice C). Per una definizione più precisa di costo del lavoro e inflazione bisognerebbe comunque includere nell'insieme delle variabili analizzate anche l'effetto dei contributi sociali a carico dei datori di lavoro e il tasso di variazione del deflatore del valore aggiunto.

Tab. 4 – Alcuni test di restrizioni sui parametri di lungo periodo

$H_0$	$b_{11}$	$b_{21}$	$b_{31}$	$b_{41}$	$c^2[gdl]$	probabilità
$h_1$	1	0	0	0	20,737[3]	0,0001 ***
$h_2$	0	1	0	0	21,930[3]	0,0001 ***
$h_3$	0	0	1	0	23,424[3]	0,0000 ***
$h_4$	0	0	0	1	21,307[3]	0,0001 ***
$h_5$	0	1			8,803[1]	0,0030 ***
$h_6$	1	0			8,688[1]	0,0032 ***
$h_7$	0	0		1	11,181[2]	0,0037 ***
$h_8$	1	-1			0,432[1]	0,5107
$h_{8\#}$	1	-1			0,554[1]	0,4568
$h_9$	1	-1	0	0	18,095[3]	0,0004 ***
$h_{10}$	1	-1	0		2,971[2]	0,2264
$h_{10\#}$	1	-1	0		2,728[2]	0,2557
$h_{11}$	1	-1		0	5,045[2]	0,0803 *
$h_{11\#}$	1	-1		0	12,760[2]	0,0017 ***
$h_{12}$	1	-1	-1		2,944[2]	0,2295
$h_{12\#}$	1	-1	-1		6,056[2]	0,0484 **

Periodo di analisi 1955-1992; #Periodo 1955-1996

\* Significativo al 10%; \*\* Significativo al 5%; \*\*\* Significativo all'1%

*gdl* = gradi di libertà

Le ipotesi  $h_1$ - $h_4$  verificano la stazionarietà delle singole serie e rappresentano una estensione multivariata dei test univariati di Dickey e Fuller; i risultati indicano il rifiuto dell'ipotesi di stazionarietà e quindi confermano l'esito dei test univariati; le corrispondenti statistiche riportate nella sesta colonna della tabella si distribuiscono come *chi-quadro* con tre gradi di libertà (le restrizioni di sovraidentificazione). Il fatto che  $g$  sia  $I(1)$  conferma che, se non si dà conto di un break nella media, il processo stocastico di  $g$  appare integrato del primo ordine.

L'esito della verifica delle ipotesi  $h_5$  e  $h_6$  indica, rispettivamente, che l'inflazione non può essere spiegata dalle sole variabili reali e che la curva di Phillips senza l'effetto dell'inflazione è instabile. Evidentemente, anche l'ipotesi  $h_7$ , che valuta se l'unico legame di lungo periodo misuri una relazione fra crescita della produttività e tasso di disoccupazione, è rifiutata dai dati; il break nella crescita della produttività non spiega, da solo, l'aumento della disoccupazione nella seconda parte del periodo campionario. In generale, il rifiuto delle ipotesi  $h_5$ ,  $h_6$  e  $h_7$  indica che il legame di lungo periodo segnalato dai test del rango di cointegrazione, deve includere sia la crescita del salario sia l'inflazione.

Il non rifiuto dell'ipotesi  $h_8$  ad un livello di probabilità del 50% implica che il legame di lungo periodo può essere riformulato, senza perdita di informazione, in termini di salario reale in funzione di produttività e tasso di disoccupazione; tale ipotesi vale anche se si considera l'intero periodo campionario ( $h_{8\#}$ ).

Il rifiuto dell'ipotesi  $h_9$  esclude che la crescita del salario reale sia stazionaria, confermando l'esito del corrispondente test univariato. Quindi, nel lungo periodo il salario reale è spiegato da almeno una delle due variabili reali del sistema; le successive ipotesi mirano proprio a verificare se il salario reale è cointegrato soltanto con il tasso di disoccupazione o soltanto con la crescita della produttività del lavoro.

L'esito dell'ipotesi  $h_{10}$ , non rifiutata dai dati, suggerisce che la relazione di lungo periodo consiste nel *trade off* fra salario reale e tasso di disoccupazione; l'estensione al 1996 del periodo campionario non modifica l'esito del test ( $h_{10\#}$ ). L'esclusione del tasso di disoccupazione dal vettore di cointegrazione (ipotesi  $h_{11}$ ) è significativa solo al 10%, ma l'estensione del periodo campionario segnala un più netto rifiuto ( $h_{11\#}$ ) e sottolinea che la dinamica della produttività del lavoro non basta per spiegare la dinamica del salario reale nella prima parte degli anni novanta.

La visione congiunta delle prove  $h_{10}$  e  $h_{11}$  sottolinea l'importanza del tasso di disoccupazione per la spiegazione dell'andamento del salario reale di lungo periodo e lascia aperta la possibilità che esista un modello in cui le variazioni del salario reale presentano elasticità unitaria alla crescita della produttività e, allo stesso tempo, rispondono a shock di disoccupazione. L'ipotesi  $h_{12}$  verifica che questa possibilità non è rifiutata dai dati fino al 1992, mentre l'estensione dell'analisi all'intero periodo campionario determina un rifiuto al 5% del modello ( $h_{12\#}$ ).

Nel complesso, gli esiti nella tabella 4 evidenziano l'esistenza di una relazione di lungo periodo fra il tasso di variazione del salario reale e il logaritmo del tasso di disoccupazione (ipotesi  $h_8$ ,  $h_{10}$  e  $h_{12}$ ). Meno delineato è invece il ruolo giocato dalla crescita della produttività del lavoro nella spiegazione della crescita del salario reale di lungo periodo; se si esclude (alla luce del rifiuto della  $h_{12\#}$ ) il caso di elasticità unitaria, restano aperte due possibilità: che la produttività non eserciti alcun ruolo nel legame di lungo periodo ( $h_{10}$ ), oppure che il suo effetto sulla crescita del salario reale sia positivo, anche se inferiore all'unità ( $h_8$ ). Dal punto di vista dell'inferenza statistica il modello delineato dalla  $h_{10}$  è *nested* nella  $h_8$  e, quindi, il non rifiuto dell'ipotesi  $h_{10}$  implica il superamento della  $h_8$ . D'altro canto, dal punto di vista economico, l'ipotesi  $h_{10}$  implica che nel lungo periodo i lavoratori non riescono a collegare la crescita del salario reale alla dinamica della crescita della produttività, il cui effetto sulla crescita del salario reale viene colto dalla costante del modello di lungo periodo.

Allo scopo di estendere l'analisi, le figure 4 e 5 presentano l'andamento delle stime ricorsive (svolte in ambito di cointegrazione) dei parametri del modello  $h8$  (figura 4) e del modello  $h10$  (figura 5).

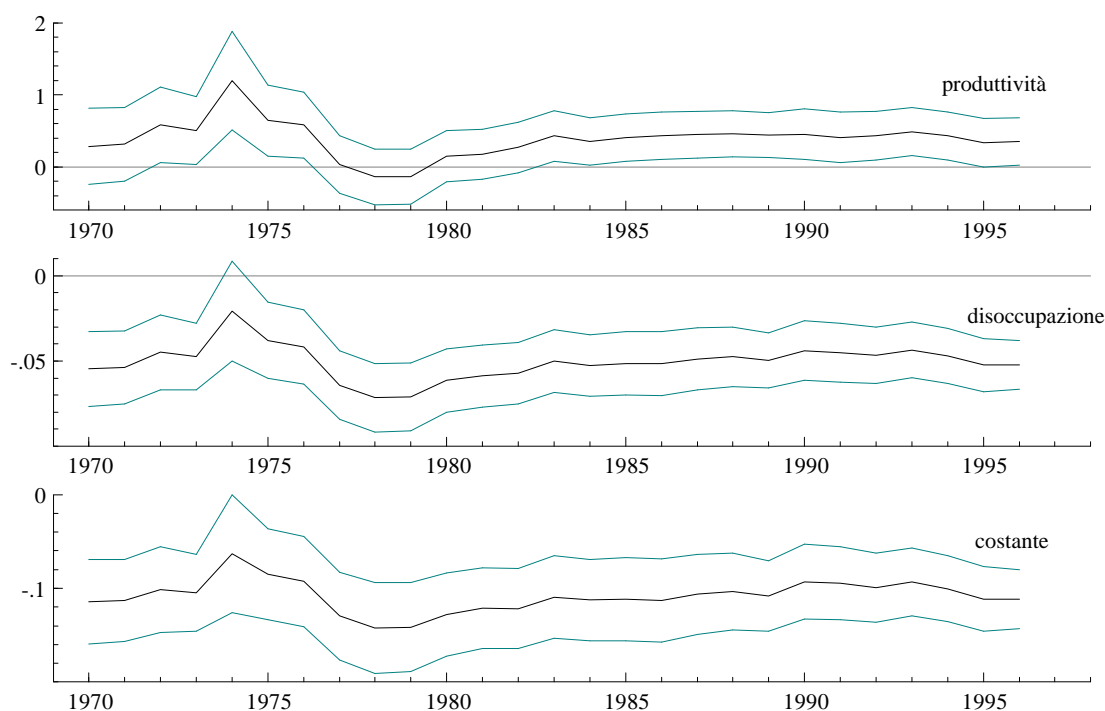


Fig. 4 – Stima ricorsiva ( $\pm 2s_t$ ) dei parametri di lungo periodo sub  $h8$

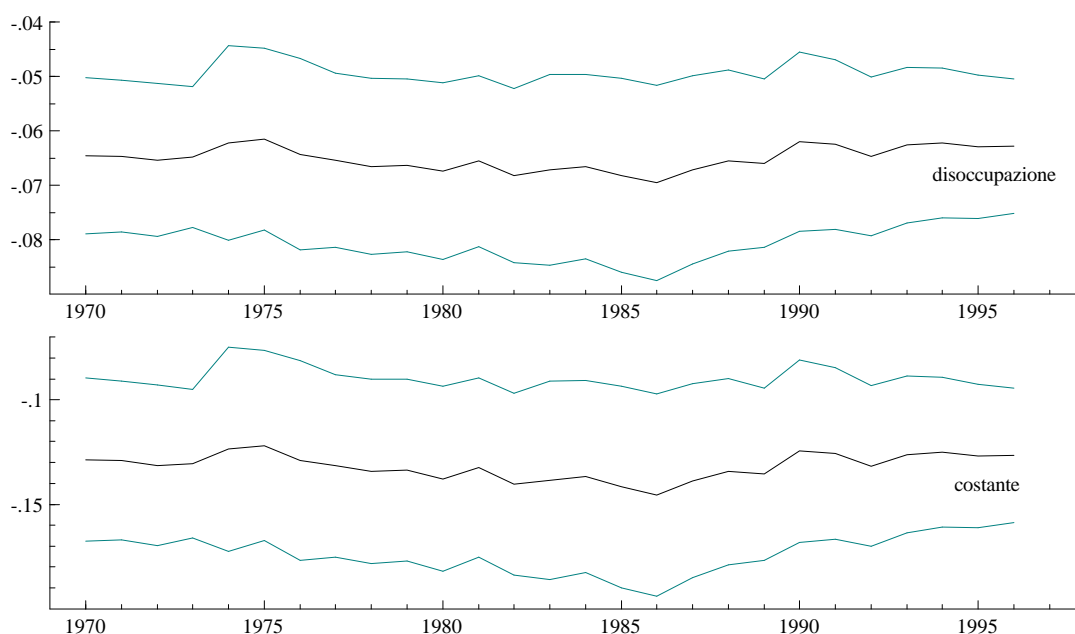


Fig. 5 - Stima ricorsiva ( $\pm 2s_t$ ) dei parametri di lungo periodo sub  $h10$

La visione dei grafici della figura 4 evidenzia l'instabilità dei parametri del modello  $h8$ ; in particolare, fino al 1985 il parametro della produttività non è

significativamente diverso da zero (a meno del periodo 1972-1976 in cui è addirittura più elevato che nella seconda parte del campione). I grafici nella figura 5 sottolineano la stabilità delle stime dell'effetto della disoccupazione e della costante nel modello  $h_{10}$ .

La relazione di cointegrazione  $h_8$  è instabile a causa delle fluttuazioni della crescita della produttività del lavoro che non trovano *co-movimenti* di lungo periodo nelle altre variabili; per questa ragione il modello  $h_{10}$ , che ingloba l'effetto sul salario della crescita della produttività nella stima della costante, non soffre dei medesimi problemi di stabilità. Il modello delineato dalla  $h_{10}$  è quello adottato nella fase di analisi della dinamica di breve periodo in quanto dotato di significato strutturale e, al contempo, caratterizzato da maggiore stabilità.

Nel sistema [3] ciascuna colonna della matrice di coefficienti  $\mathbf{a}$  contiene informazioni su quale degli  $r$  vettori di cointegrazione entra in ciascuna delle  $n$  equazioni del sistema e sulla relativa velocità di aggiustamento. Quindi la presenza di un vettore di zeri in corrispondenza dell' $i$ -esima riga di  $\mathbf{a}$  indica che tutti i vettori di cointegrazione della matrice  $\mathbf{b}$  non entrano nell'equazione per la  $i$ -esima variabile. In tal caso, come dimostrato in Johansen (1992), nella stima dei parametri del VECM non si verifica alcuna perdita di informazione anche se non si modella l' $i$ -esima variabile (definita per questo esogena in senso debole per i parametri di interesse) e la si fa comparire solo come variabile esplicativa del sistema.<sup>27</sup>

Nel nostro caso, il test di esogenità debole per  $p$ ,  $g$  e  $u$  è stato effettuato per il modello che incorpora i vincoli  $h_{10}$  sul vettore di cointegrazione; quindi, il numero di restrizioni di sovraidentificazione è dato dalle due restrizioni dell'ipotesi  $h_{10}$  più le tre di esogenità debole (in simboli,  $\mathbf{b}_{21} = -I$ ,  $\mathbf{b}_{31} = 0$ ,  $\mathbf{a}_{21} = 0$ ,  $\mathbf{a}_{31} = 0$  e  $\mathbf{a}_{41} = 0$  congiuntamente). Per il periodo 1955-1996, la statistica test del rapporto di verosimiglianza, che si distribuisce come un *chi-quadro* con cinque gradi di libertà, è pari a 9,88 ed ha un valore di probabilità di poco inferiore all'8%, suggerendo il non rifiuto delle restrizioni sotto l'ipotesi nulla. Perciò le variabili  $p$ ,  $g$  e  $u$  sono esogene in senso debole per i parametri di interesse. Il risultato ottenuto implica che è possibile condizionare l'equazione che spiega i movimenti del salario (la prima del nostro VECM) sulle variabili  $p$ ,  $g$  e  $u$  ed effettuare inferenze sulla dinamica di breve periodo di  $w$  a partire dal solo modello uniequazionale con meccanismo a correzione dell'errore.

---

<sup>27</sup> Evitando così di modellare anche il processo marginale e riducendo il numero complessivo di parametri da stimare; cfr Engle, Hendry e Richard (1983).

Il lungo periodo del nostro modello, stimato per il campione 1955-1996 in un sistema in cui si è imposta l'esogenità debole di  $p$ ,  $g$  e  $u$ ,<sup>28</sup> è dato dalla seguente relazione (fra parentesi i corrispondenti errori standard):

$$[4] \quad w = p - 0,0654 u - 0,133$$

$$(-) \quad (0,0076) \quad (0,0196)$$

La figura 6 traccia la relazione [4] assieme ai dati storici e visualizza il grado di non linearità del legame di lungo periodo. Come già evidenziato in sede di commento della figura 2, l'insieme informativo è caratterizzato da una pronunciata variabilità del salario reale che la relazione di cointegrazione non riesce a cogliere, lasciando aperta la possibilità di modellare i movimenti di breve periodo per ridurre le distanze fra dati effettivi (i punti indicati dagli anni) e desiderati (lungo la curva).

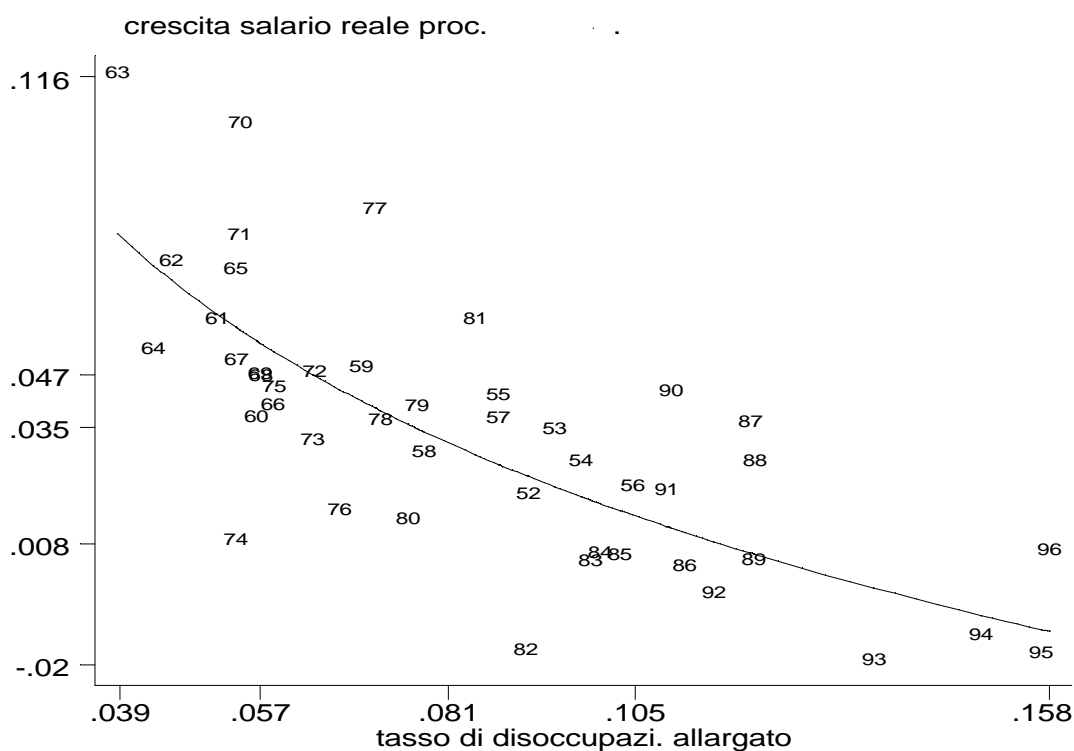


Fig. 6 – La relazione di cointegrazione: dati storici e curva di lungo periodo

A partire dalla relazione [4] si definisce con  $ecm_t$  il termine di correzione dell'errore, cioè la serie storica degli scostamenti fra valori storici e desiderati:

$$[5] \quad ecm_t = w_t - p_t + 0,0654 u_t + 0,133$$

<sup>28</sup> In uno studio di simulazione, Lubian e Cappuccio (1997) notano il miglioramento di *performance* dello stimatore di Johansen se si presta più attenzione alla significatività dei parametri di aggiustamento (esogenità debole).

I risultati dell'analisi di lungo periodo, unitamente alla proprietà di esogenità debole di  $p$ ,  $g$  e  $u$ , ci permettono di impostare, come punto di partenza per le analisi di breve periodo, un modello uniequazionale (e condizionale) con meccanismo di correzione dell'errore:

$$[6] \quad \mathbf{f}(L)\mathbf{D}y_t = \mathbf{S}_i \mathbf{g}_i(L) \mathbf{D}x_{it} + \mathbf{a} ecm_{t-1} + \mathbf{d}' d_t + \mathbf{e}_t$$

dove:  $\mathbf{f}(L)$  e  $\mathbf{g}_i(L)$  sono polinomi dello stesso ordine (nel nostro caso 3) nell'operatore  $L$  con parametri rispettivamente  $\mathbf{f}_j$  e  $\mathbf{g}_{ij}$  (nel nostro caso  $j=1, 2, 3$ );  $\mathbf{a}$  è il parametro che misura la velocità di aggiustamento della crescita del salario al suo livello di lungo periodo;  $ecm_{t-1}$  è la variabile che misura gli scostamenti fra valori effettivi e valori desiderati definiti nella [5];  $d_t$  è il nucleo deterministico del modello (nel nostro caso la sola costante);  $\mathbf{d}$  è il corrispondente parametro;  $\mathbf{e}_t$  è la componente di errore stocastico ipotizzato puramente casuale e omoschedastico; la  $y$  è il salario  $w$ , le  $x_i$  sono rispettivamente  $p$ ,  $g$  e  $u$ . Applicando questo schema di specificazione, il modello è caratterizzato da residui non affetti da problemi di scorretta specificazione e, quindi, si procede alla riduzione del numero di parametri stimati. Le stime proposte sono state ottenute col metodo OLS per il periodo campionario 1955-1992 (fra parentesi gli errori standard):

$$\mathbf{D}w_t = 0,0004 + 0,833\mathbf{D}p_t - 0,087\mathbf{D}u_t - 1,017 ecm_{t-1}$$

(0,004)      (0,14)      (0,036)      (0,17)

Dall'esito delle principali statistiche, nella tabella 5, si nota l'assenza di problemi di scorretta specificazione; Il test  $F_{pred}$  di abilità previsiva corrisponde al secondo test di Chow di stabilità dei parametri ed indica il non rifiuto dell'ipotesi nulla di assenza di break nei parametri per il periodo 1993-1996.

Tab. 5 – Test diagnostici dell' $ecm$  condizionale

$R^2_{bar} = 0,675$	$\mathbf{s} = 0,0223$
$F_{ar1} = 0,353[0,557]$	$F_{ar2} = 0,329[0,722]$
$F_{het} = 2,002[0,166]$	$F_{arch1} = 0,083[0,775]$
$c2_{nor} = 0,905[0,636]$	$F_{pred} = 0,246[0,910]$

La dinamica di breve periodo descritta dal modello si basa su poche variabili esplicative. L'effetto più rilevante è quello dell'impatto dell'accelerazione (decelerazione) del tasso di inflazione sulla variazione della crescita salariale misurato da una elasticità quasi unitaria; l'effetto negativo sul salario



esercitato dalle variazioni percentuali del tasso di disoccupazione evidenzia possibili effetti di isteresi sulla dinamica del salario.

La stima del parametro del termine di correzione dell'errore, negativo e maggiore di meno due per assicurare la stabilità della soluzione di lungo periodo, è in valore assoluto superiore all'unità, indicando un *overshooting* della dinamica di aggiustamento: la crescita del salario di breve periodo va oltre il livello desiderato di lungo periodo per poi tornare su tale livello con una fluttuazione poco pronunciata (il parametro non è significativamente diverso da meno uno).<sup>29</sup> Una dinamica con parametro vicino a meno uno (di *overshooting* o che si aggiusta molto rapidamente) indica che il termine *ecm* cambia di segno da un periodo a quello successivo un numero elevato di volte, evidenziando nella figura 6 fasi temporali in cui la crescita effettiva segue un andamento a zigzag sulla curva di lungo periodo.

La contrattazione collettiva pluriennale è in grado di spiegare tale dinamica del salario. In seguito alla chiusura di un contratto di lavoro, il salario cresce per effetto di due fattori: un fattore *una tantum* (pagamento di arretrati) e un fattore di crescita per il maggiore livello della retribuzione contrattuale. I fattori *una tantum* tendono ad incrementare la retribuzione in un certo periodo e, venendo meno, il periodo successivo provocano una decelerazione (tanto più pronunciata quanto più rilevante era stata la somma ricevuta); gli incrementi della retribuzione contrattuale provocano un'accelerazione della crescita salariale quando entrano in vigore senza causare contraccolpi nel periodo successivo. Quanto detto vale per la retribuzione a livello di singola categoria di lavoratori, il susseguirsi della contrattazione nel tempo per categorie diverse tende ad attenuare il fenomeno ma non a cancellarlo: la cadenza annuale delle osservazioni tende infatti ad aggregare tra loro eventi con tempi diversi ma che cadono all'interno dello stesso anno.

Per ciò che concerne poi il livello degli aumenti retributivi, se durante la contrattazione i lavoratori formulano proposte che tengono conto della distanza fra la crescita di salario desiderata e quella realizzatasi nell'intervallo di tempo fra due contratti, ne discende che la velocità di aggiustamento del salario effettivo al desiderato varia in fasi distinte nel tempo (un contratto è l'occasione per accelerare l'aggiustamento e cercare di andare oltre l'obiettivo), inducendo una non costanza del parametro di aggiustamento. Il modello [6] suppone invece l'esistenza di una velocità di aggiustamento costante per tutto il periodo campionario.

---

<sup>29</sup> Su un diverso periodo campionario, D'Amato e Pistoresi (1996, p. 397) giungono qualitativamente al medesimo risultato: una stima del parametro  $a = -0,98$  che indica un aggiustamento molto rapido.

Se valgono le ipotesi di comportamento appena delineate, la stima di un coefficiente medio (anziché variabile) impone al modello dinamico un vincolo non valido che implica la distorsione dei risultati di stima del modello [6].

#### 4. Una proposta di schema alternativo

Il tema degli aggiustamenti non lineari è affrontato nello studio di Granger e Swanson (1996) dove si afferma che: «It is the objective of this paper to suggest and examine generalizations whilst maintaining the main idea of cointegration and consequently to, hopefully, provide ways of making interpretations of the results of cointegration analysis both more realistic and more useful.» (p. 537).

L'approccio da noi proposto prevede prima l'individuazione dei legami di lungo periodo fra le variabili di interesse, poi la stima di un modello con correzione dell'errore in cui, sulla scorta delle considerazioni svolte nel paragrafo precedente, la velocità di aggiustamento del modello di breve periodo varia a seconda della concentrazione degli accordi salariali e della combattività dei lavoratori nelle fasi di contrattazione.

Se si suppone che nel modello [6] la velocità di aggiustamento sia variabile, il parametro  $\mathbf{a}_t$  può essere specificato come segue:

$$[7] \quad \mathbf{a}_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{a}_2 cs_t$$

dove  $cs_t$  è la variabile che “pesa” gli squilibri in essere rispetto alla relazione di lungo periodo: maggiore è il numero di lavoratori partecipanti in certi periodi a conflitti di lavoro per rinnovi contrattuali, maggiore sarà la parte di equilibrio che verrà aggiustata (vale a dire, più rapida sarà la velocità di aggiustamento alla crescita obiettivo), se poi i lavoratori riescono ad andare oltre l'obiettivo, si determina un *overshooting*. Sostituendo la definizione [7] nel meccanismo di correzione dell'errore della equazione [6] pari a  $\mathbf{a} ecm_{t-1}$ , si ottiene il seguente meccanismo di aggiustamento non lineare:

$$[8] \quad \mathbf{a}_t ecm_{t-1} = \mathbf{a}_1 ecm_{t-1} + \mathbf{a}_2 cs_t ecm_{t-1}$$

Nel modello [6], la sostituzione dell'aggiustamento lineare con il termine [8] implica un parametro in più da stimare e, soprattutto, la definizione della nuova variabile  $cs_t$  che introduce nel modello nuove informazioni sulla azione sindacale nonché sul *timing* (aggregato) delle contrattazioni. In particolare,  $\mathbf{a}_1$  misura la velocità di aggiustamento alla relazione di lungo periodo in momenti in cui l'intensità della contrattazione è pari al valore

medio campionario;  $a_2$  misura l'incremento (decremento) della velocità  $a_1$  quando l'intensità della contrattazione è superiore (inferiore) alla media.

L'idea di utilizzare le informazioni disponibili sullo stato delle relazioni industriali per migliorare la capacità esplicativa della curva di Phillips è precedente a questo lavoro. Sylos Labini (1970) introduce nella sua specificazione della curva di Phillips una variabile di azione sindacale e, successivamente, Modigliani e Tarantelli (1977) estendono il loro modello del 1973 per dare conto dell'influenza dell'attività sindacale sulla fissazione del salario. In particolare, Modigliani e Tarantelli (1977, pp. 5-6) classificano tre metodi alternativi per introdurre tale effetto: *a*) utilizzare variabili *dummy* per suggerire al modello i periodi "caldi" a livello di relazioni industriali; *b*) tenere conto del numero di ore perse per scioperi (come in Sylos Labini, 1970); *c*) definire un mercato del lavoro segmentato in diversi gruppi di lavoratori (quelli con contratto collettivo in essere, quelli con contratto scaduto e quelli senza contratto collettivo) e ottenere la curva di Phillips aggregando le diverse curve; fra questi, Modigliani e Tarantelli optano per l'approccio *c*).

La proposta del nostro lavoro si inserisce nel filone *b*) dell'uso di indicatori per cogliere informazioni sullo stato delle relazioni industriali che si suppone non interagiscano con la definizione di lungo periodo del legame fra prezzi, salari e disoccupazione. Infatti, l'informazione sullo stato delle relazioni industriali non entra nella stima della relazione di lungo periodo ma, data quest'ultima, viene utilizzata per definire la velocità  $a_t$  con cui la crescita salariale si aggiusta al suo livello desiderato.<sup>30</sup>

La variabile  $cs_t$  è definita come lo scarto (rispetto alla media campionaria) della semisomma dei due periodi precedenti  $t$  (momento in cui interviene l'aggiustamento) del rapporto fra il numero di lavoratori partecipanti a conflitti per rinnovi contrattuali e il numero di lavoratori dipendenti.<sup>31</sup> La semisomma sui due periodi precedenti è giustificata dal tentativo di cogliere il volume di contrattazione e la combattività sindacale negli anni che precedono l'entrata in vigore di nuovi contratti di lavoro e il pagamento di eventuali *una tantum*.

La realizzazione di quanto esposto implica alcuni aggiustamenti della metodologia sviluppata nel paragrafo precedente. Il primo punto da affrontare

---

<sup>30</sup> L'opzione *b*) è preferita alla *a*) perché quest'ultima introduce definizioni caratterizzate da un ineliminabile grado di arbitrarietà. L'opzione *c*) non è invece praticabile per la difficoltà di reperire puntuali informazioni statistiche per un periodo molto ampio (quale quello da noi analizzato).

<sup>31</sup> Il numero di lavoratori partecipanti a conflitti di lavoro per rinnovi contrattuali è di fonte ISTAT (1976), aggiornato al 1996 usando gli Annuari sulle Statistiche del Lavoro; l'occupazione alle dipendenze è il denominatore del calcolo, descritto in precedenza, delle retribuzioni medie pro capite.

è l'identificazione e la stima del legame di lungo periodo fra le variabili di interesse. Data l'impossibilità di impiegare i risultati ottenuti dallo schema di Johansen, fondato sull'assunto di linearità delle relazioni di breve e lungo periodo nel modello VAR cointegrato, i parametri della curva di Phillips di lungo periodo sono stati stimati utilizzando approcci alternativi (Engle e Granger, 1987, e Phillips e Hansen, 1990), sotto l'ipotesi di un unico legame di cointegrazione e di variabili generate da processi integrati del primo ordine. Per ottenere la stima dei parametri di lungo periodo, Phillips e Hansen applicano una correzione non parametrica allo stimatore OLS, per tenere conto di eventuali problemi di endogenità dei regressori e di autocorrelazione dei residui; questo approccio rende anche possibili i test di significatività dei parametri, dato che le corrispondenti statistiche *t*-modificate sono asintoticamente normali.<sup>32</sup>

La tabella 6 riporta stime alternative della curva di Phillips di lungo periodo ed è suddivisa in due parti: la prima parte presenta le stime non vincolate dei parametri; la seconda parte introduce il vincolo di elasticità unitaria dell'inflazione. Dopo analisi preliminari, la crescita della produttività è stata esclusa dalla relazione perché mai significativa, a causa delle discusse peculiarità che la rendono incompatibile con le altre tre variabili di interesse.<sup>33</sup>

Tab. 6 – Stime alternative dei parametri di lungo periodo (1955-1996)

<i>Approccio</i>	<i>w</i>	<i>p</i>	<i>u</i>	<i>Costante</i>
OLS	1,000	-0,903	0,0636	0,121
FM-OLS	1,000	-0,924	0,0614	0,117
	(-)	(0,042)	(0,0068)	(0,018)
TOLS (*)	1,000	-0,930	0,0638	0,124
OLS	1,000	-1,000	0,0635	0,128
FM-OLS	1,000	-1,000	0,0610	0,121
	(-)	(-)	(0,0073)	(0,019)
VAR cointegrato	1,000	-1,000	0,0654	0,133
	(-)	(-)	(0,0076)	(0,020)

(\*) Minimi quadrati a due stadi

La stima OLS non vincolata genera residui stazionari sia secondo il test CRDW

<sup>32</sup> Per questa ragione, lo stimatore da loro proposto viene detto dei minimi quadrati ordinari *fully modified* (FM-OLS).

<sup>33</sup> In quelle prove, la stima dell'effetto della produttività non ha mai superato il valore 0,1 e talvolta ha assunto valori di poco negativi.

(pari a 2,1), sia secondo i test di Dickey Fuller; in particolare, il test DF è pari a  $-6,54$  (l'ordine zero del test è scelto dal criterio SBC) e il test ADF(2) è pari a  $-4,73$  (l'ordine due è scelto dal criterio AIC), contro un valore critico al 5% pari a  $-3,97$ . Nella seconda riga, la stima FM-OLS del medesimo vettore di cointegrazione è ottenuta in un modello con regressori senza *drift*, imponendo pesi di Bartlett e ordine di troncamento dei ritardi pari a quattro<sup>34</sup>; l'esame dei risultati di stima non vincolata FM-OLS evidenzia parametri simili a quelli OLS. La stima OLS del vettore che impone elasticità unitaria del salario ai prezzi presenta anch'essa residui stazionari sia secondo il test CRDW (pari a 2,04), sia secondo i test di Dickey Fuller; in particolare il test DF è pari a  $-6,27$  (l'ordine zero del test è scelto dal criterio SBC) e il test ADF(2) è pari a  $-4,56$  (l'ordine due è scelto dal criterio AIC), contro un valore critico al 5% pari a  $-3,5$ . L'approccio FM-OLS permette di verificare l'ipotesi di elasticità unitaria fra inflazione e tasso di crescita del salario. Il test di Wald per tale ipotesi è pari a 3,15 ed ha un valore di probabilità del 7,6%. Si conferma quindi l'elasticità unitaria nel lungo periodo della crescita del salario all'inflazione.

Onofri (1976, p. 128) ricorda che nella curva di Phillips «[...] il lavoratore nel definire il proprio salario di accettazione avrà come punto di riferimento l'andamento che egli prevede per il livello generale dei prezzi [...]. A questo punto la stabilità della relazione è affidata alla capacità di anticipare esattamente questi fenomeni per cui, se supponiamo un coefficiente unitario delle variazioni dei prezzi attesi il sistema conoscerà una sola posizione stabile, compatibile con qualsiasi tasso di inflazione costante». Dato che nella relazione di Phillips, aumentata per tenere conto delle aspettative di inflazione, l'esistenza di un *trade off* di lungo periodo è condizionata alla presenza di una elasticità del salario all'inflazione inferiore a uno, in linea con l'esperimento condotto da Favero (1988, p. 57), la tabella 6 riporta i risultati ottenuti nell'ipotesi di modello con aspettative di inflazione stimato col metodo dei minimi quadrati a due stadi (TSLS)<sup>35</sup>. Lo scopo di tale prova è verificare se l'elasticità del salario all'inflazione stimata coi metodi OLS e FM-OLS (molto prossima all'unità e non significativamente diversa da uno) tende ad abbassarsi introducendo una misura delle aspettative di inflazione al posto dell'inflazione stessa; i risultati, simili a quelli ottenuti con gli altri metodi di stima, corroborano l'ipotesi di elasticità unitaria.

Allo scopo di operare un confronto fra esiti di lungo periodo, la tabella 6 riporta, per memoria, le stime nella [4] ottenute col metodo di Johansen.

<sup>34</sup> Le stime FM-OLS ottenute sono robuste alla scelta di pesi, nuclei deterministici e troncamento dei ritardi.

<sup>35</sup> Al primo stadio l'inflazione  $p_t$  è regredita su  $p_{t-1}$ ,  $p_{t-2}$ ,  $w_{t-1}$ ,  $w_{t-2}$ ,  $u_{t-1}$  e  $u_{t-2}$ . Sulle proprietà dello stimatore TSLS in presenza di variabili integrate e cointegrate si veda il recente contributo di Hsiao (1997).

L'esame dei risultati di stima con metodi alternativi delle relazioni di lungo periodo non rileva diversità significative, probabilmente per effetto del rango di cointegrazione unitario e dell'esogenità debole dei regressori.

In ciò che segue, utilizzeremo il vettore di cointegrazione vincolato ottenuto col metodo FM-OLS, da cui un termine di correzione dell'errore:

$$[9] \quad ecm_t = w_t - p_t + 0,061 u_t + 0,121$$

Definita la relazione di lungo periodo, viene studiato un modello di breve periodo che, a partire dalla specificazione [6], introduce il termine di correzione dell'errore [8] e prevede inoltre un effetto sul salario di breve periodo degli scostamenti della crescita della produttività del lavoro rispetto al proprio sentiero di trend (spezzato dal 1970), in simboli *sg*. La stima del modello col metodo OLS per il periodo 1955-1996 è, dopo l'imposizione di alcune restrizioni, la seguente (tra parentesi gli errori standard dei parametri):<sup>36</sup>

$$Dw_t = -0,0037 + 0,62 Dp_t - 0,084 Du_t - 0,88 ecm_{t-1} - 2,12(cs_t ecm_{t-1}) + 0,7(sg_t + sg_{t-1})/2 + 0,04d_t$$

(0,003) (0,14) (0,029) (0,17) (0,97) (0,34) (0,014)

Nella specificazione è stata aggiunta una variabile dummy  $d_t$ , pari a 1 nel 1970-71 e zero altrimenti, per tenere conto di ulteriori effetti sulla variazione della crescita salariale di due particolari avvenimenti: l'«autunno caldo» e il *break* nella crescita media della produttività.

L'esito delle principali statistiche è riportato nella tabella 7 in cui, rispetto alla corrispondente tabella 5, si riportano altri test di valutazione della specificazione di breve periodo. Il primo test in alto a sinistra è il test di Hausman (1978) il cui esito non rifiuta l'ipotesi nulla di esogenità debole di  $Dp$ ,  $Du$  e  $sg$  per la parametrizzazione scelta.<sup>37</sup> A fianco del test di Hausman, la tabella 7 riporta il test di esogenità debole ottenuto, a livello di sistema, stimando un modello di quattro equazioni per  $Dw$ ,  $Dp$ ,  $sg$  e  $Du$ , anche in questo caso il risultato non rifiuta l'ipotesi nulla.<sup>38</sup>

<sup>36</sup> Il modello di aggiustamento, non lineare nelle variabili  $cs_t$  e  $ecm_t$ , è lineare nei parametri definendo come regressore il prodotto  $(cs_t ecm_{t-1})$ ; il test di Dickey-Fuller per questo nuovo regressore  $ADF(2) = -4,46$  indica stazionarietà. Allo stesso modo, anche  $sg_t$  è stazionario, dato che il test  $ADF(1) = -4,35$ .

<sup>37</sup> I regressori delle due equazioni di forma ridotta non vincolata per  $Dp$ ,  $Du$  e  $sg$  sono: costante,  $Dw_{t-1}$ ,  $Dw_{t-2}$ ,  $Dp_{t-1}$ ,  $Dp_{t-2}$ ,  $sg_{t-1}$ ,  $sg_{t-2}$ ,  $Du_{t-1}$ ,  $Du_{t-2}$ ,  $ecm_{t-1}$  e  $(cs_t ecm_{t-1})$ .

<sup>38</sup> Il sistema di quattro equazioni in forma ridotta non vincolata ha come regressori quelli del test di Hausman. Il metodo di stima è il SURE di Zellner (1962). Il test di esogenità debole è un test di Wald che impone sei restrizioni a zero dei parametri delle variabili  $ecm_{t-1}$  e  $cs_t ecm_{t-1}$  nelle equazioni di  $Dp$ ,  $sg$  e  $Du$ .

Tab. 7 – Test diagnostici dell'*ecm* condizionale

$Hausman = 0,426[0,736]$	$esogenità\ debole = 8,586[0,198]$
$R^2_{bar} = 0,755$	$s = 0,018$
$F_{ar1} = 0,264[0,611]$	$F_{ar2} = 0,179[0,837]$
$F_{het} = 0,674[0,416]$	$F_{arch1} = 0,002[0,964]$
$F_{pred} = 0,332[0,854]$	$c2_{nor} = 1,023[0,600]$

La riduzione al modello condizionale è ammissibile da un punto di vista statistico e i test di scorretta specificazione non segnalano problemi nei residui della regressione. Gli indicatori di bontà di adattamento del modello condizionale segnalano un miglioramento rispetto al modello *ecm* lineare, anche se va tenuto conto che nel presente modello compare una variabile *dummy*. La costanza delle stime dei parametri del modello è verificata sia sul periodo 1993-1996 dal test di abilità previsiva  $F_{pred}$ , sia dalla figura 7 in cui sono rappresentati i residui della regressione sul periodo 1955-1996 e i residui ricorsivi.

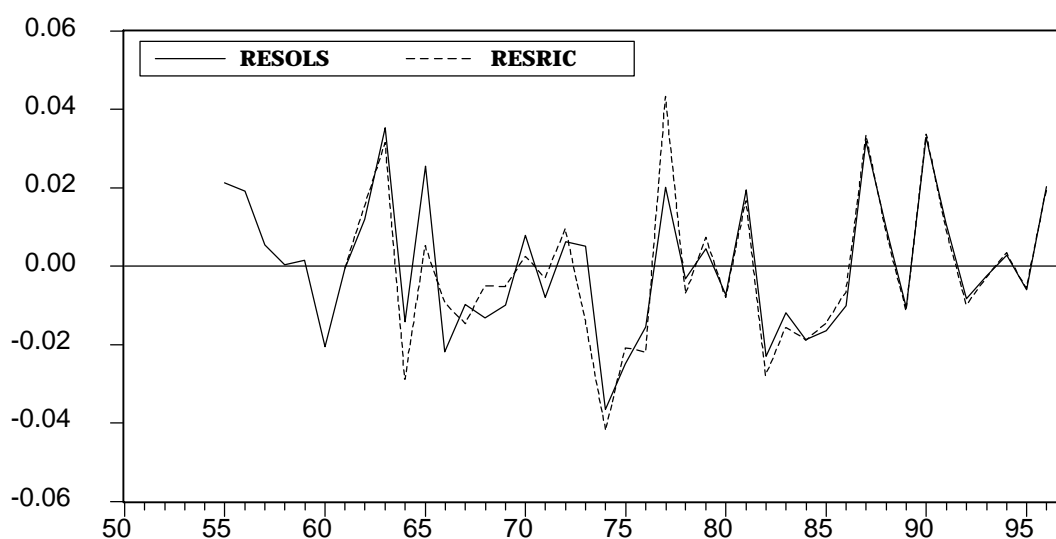


Fig. 7 – Confronto fra l'andamento dei residui ricorsivi (RESRIC) e i residui di stima sul periodo 1955-1996 (RESOLS)

Rispetto ai risultati del modello lineare del paragrafo 3, gli effetti di impatto di inflazione e disoccupazione sul salario si sono ridotti; inoltre, contrariamente a quella specificazione, la produttività del lavoro esercita un effetto positivo sulle variazioni del salario nel breve periodo: un incremento per un biennio di un punto della crescita della produttività rispetto al sentiero di trend implica una accelerazione di più di mezzo punto nella crescita salariale. La specificazione di un modello con velocità di aggiustamento variabile consente quindi l'inclusione (prima rifiutata) di un effetto di breve

periodo della produttività. Visto che l'effetto della produttività è misurato come scostamento della crescita effettiva rispetto al sentiero di trend, è come se, in questo modello, si desse conto anche del secondo legame di lungo periodo delineato nell'ipotesi di identificazione *a*) del paragrafo 3 nel caso di due legami di lungo periodo; il motivo di quel rifiuto è riconducibile alla presenza, in quel modello, di fattori di *loading* costanti.

Le stime dei parametri che delineano la velocità di aggiustamento sono del segno atteso a priori: la velocità con cui il salario effettivo si aggiusta ai valori desiderati di lungo periodo aumenta se, nei due periodi precedenti, la quota dei lavoratori coinvolti in conflitti per rinnovi contrattuali è superiore al 24,6% (media campionaria) degli occupati dipendenti. A partire dalla [7], le stime ottenute per  $\mathbf{a}_1$  e  $\mathbf{a}_2$  consentono di simulare l'andamento storico della velocità di aggiustamento  $\mathbf{a}_t$  presentato nella figura 8.

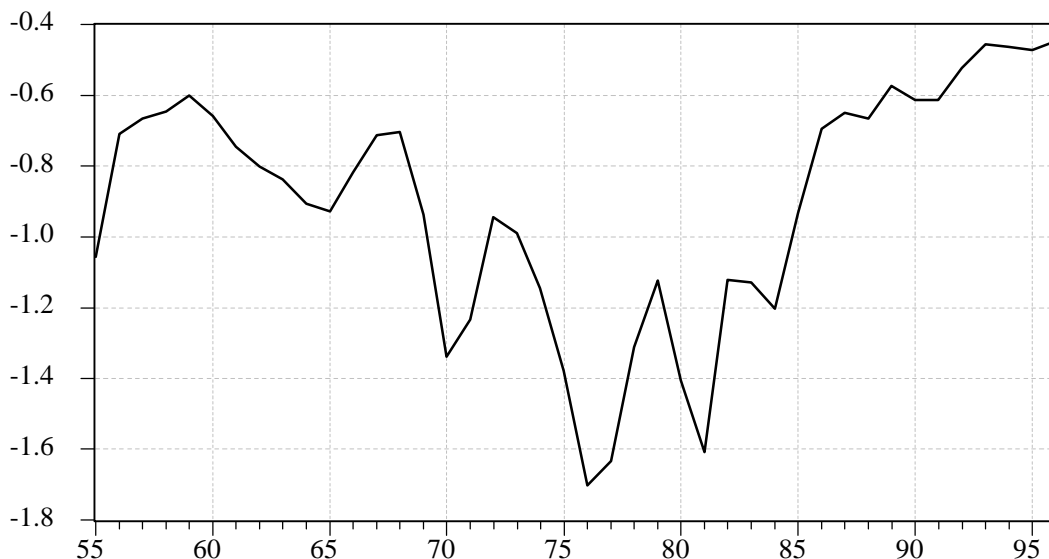


Fig. 8 – Stima della velocità di aggiustamento  $\mathbf{a}_t$

L'andamento grafico di  $\mathbf{a}_t$  suggerisce tre distinte fasi: nel primo periodo, fino alla fine degli anni sessanta, la velocità di aggiustamento, seppur elevata, non è caratterizzata da una dinamica di *overshooting*; nel periodo centrale si manifesta una velocità molto elevata con pronunciati effetti di *overshooting* concentrati soprattutto nella seconda metà degli anni settanta; nel periodo finale, dal 1985 in poi, si assiste ad una brusca riduzione della velocità di aggiustamento che, negli anni novanta, si assesta al di sotto della velocità registrata agli inizi del campione. In assenza di impulsi differenziali di breve periodo, negli anni novanta la crescita effettiva del salario si aggiusta a quella desiderata seguendo un lento e regolare processo dinamico e non si manifestano più brusche accelerazioni.



## Conclusioni

Lo studio della curva di Phillips mediante tecniche econometriche di analisi dei VAR cointegrati porta all'identificazione di un unico legame di lungo periodo in cui le variazioni percentuali del salario reale sono spiegate dal logaritmo del tasso di disoccupazione. Con riferimento ai parametri di quella relazione, le variabili esplicative sono esogene in senso debole. I risultati dell'analisi sottolineano la non cointegrazione della curva di Phillips se non si tiene conto dell'inflazione.

Un elemento problematico dell'approccio dei VAR cointegrati è la difficoltà di quantificare l'effetto della crescita della produttività del lavoro sul salario. Tale esito può essere ricondotto all'andamento nel nostro campione della crescita della produttività che, a livello univariato, presenta una evidenza mista di processo stazionario attorno ad una media con break o di processo integrato del primo ordine. Nell'ipotesi di integrazione della crescita della produttività, la metodologia dei VAR cointegrati ne esclude la presenza nei legami sia di lungo sia di breve periodo.

Se la velocità di aggiustamento dei dati effettivi a quelli desiderati è ipotizzata costante, la dinamica di breve periodo evidenzia un modello dinamico di *overshooting* per tutto il periodo, fatto non condivisibile da un punto di vista economico.

Alcune specificità del fenomeno analizzato, quali le contrattazioni sindacali che determinano, ad intervalli pluriennali, variazioni percentuali delle retribuzioni fuori linea rispetto ai periodi immediatamente seguenti e precedenti, possono essere introdotte mediante un meccanismo a correzione dell'errore in cui la velocità di aggiustamento varia a seconda del numero di lavoratori coinvolti in conflitti per rinnovi contrattuali; questo meccanismo è ottenuto dall'interazione fra il termine di correzione dell'errore e informazioni esterne sullo stato delle relazioni industriali.

La stima dei parametri di questo modello alternativo è ottenuta con un metodo a due passi: prima si studiano le relazioni di lungo periodo, poi si analizza la dinamica di breve. L'abbandono dell'approccio dei VAR cointegrati è imposto dalla struttura non lineare della specificazione del modello. I risultati della stima del vettore di cointegrazione sono robusti a metodi di stima alternativi e confermano quanto ottenuto con l'approccio dei VAR cointegrati: esiste un *trade off* fra salario reale e tasso di disoccupazione, indipendentemente dalle ipotesi sulla dinamica di breve periodo. Viene confermato quanto rilevato da van Dijk e Franses (1997) i quali verificano, mediante esercizi di simulazione, che i test del rango di cointegrazione e la stima dei parametri di lungo periodo dell'approccio dei VAR cointegrati

possono essere utilizzati anche per modelli caratterizzati da una dinamica di breve periodo non lineare.

Nel breve periodo l'andamento della velocità di aggiustamento tende a delineare tre distinte fasi: una prima fase, fino alla fine degli anni sessanta, in cui l'aggiustamento è molto rapido; una seconda fase, fino alla prima metà degli anni ottanta, in cui spesso si verificano fenomeni di *overshooting* della crescita salariale rispetto ai valori desiderati di lungo periodo; una fase finale in cui la velocità di aggiustamento si abbassa fino ad assestarsi al di sotto dei valori della fase iniziale.

In questo modello dinamico di breve periodo compare, fra le variabili esplicative, anche la crescita della produttività la quale esercita un effetto positivo sul salario quando si trova al di sopra del suo sentiero di trend.

### Riferimenti Bibliografici

- Ark B. van (1995), *Sectoral growth accounting and structural change in postwar Europe*, in Ark B. van e N.F.R. Crafts (a cura di), *Quantitative Aspects of European Postwar Growth*, CEPR, Cambridge, Cambridge University Press
- Baici E. e A. Cristini (1993), *Domanda di lavoro e tasso di interesse: il caso italiano dal 1960 al 1989*, in «Economia e Lavoro», n. 1, pp. 23-41
- Bodo G. e I. Visco (1987), *La disoccupazione in Italia: un'analisi con il modello econometrico della Banca d'Italia*, in «Contributi all'analisi economica», n. 3, pp. 7-74
- Box G.E.P. e G.C. Tiao (1975), *Intervention analysis with applications to economic and environmental problems*, in «Journal of American Statistical Association», vol. 70, pp. 70-79
- Brunello G. (1996), *L'interazione fra salari pubblici e privati nell'economia italiana del dopoguerra*, in «Politica Economica», vol. 12(1), pp. 85-114
- Campbell J.Y. e P. Perron (1991), *Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots*, in O.J. Blanchard e S. Fischer (a cura di), *NBER Economics Annual 1991*, MIT Press, pp. 141-201
- Cappuccio N. e D. Lubian (1997), *Estimation and inference on long-run equilibria: a simulation study*, Università di Padova, mimeo
- Chiarini B. e P. Piselli (1997), *Wage setting, wage curve and Phillips Curve: the italian evidence*, in «Scottish Journal of Political Economy», vol. 44, n. 5, pp. 545-565
- D'Amato M. e B. Pistoresi (1996), *Modelling wage growth dynamics in Italy: 1960-90*, in «Labour», vol. 10, n. 2, pp. 375-405

- Destefanis S. (1996), *The wage-wage spiral and the wage determination. An empirical appraisal for Italy*, in corso di pubblicazione in P. Kreisler e C. Sardonì (a cura di), *Essays in Honour of G.C. Harcourt*, London, Routledge
- Dickey D.A. e W.A. Fuller (1979), *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*, in «Journal of American Statistical Association», vol. 74, pp. 427-431
- Doornik J.A. e D.F. Hendry (1997), *Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0*, London, International Thomson Publishing.
- Engle R.F., D.F. Hendry e J.F. Richard (1983), *Exogeneity*, in «Econometrica», vol. 51, pp. 277-304
- Engle R.F. e C.W.J. Granger (1987), *Cointegration and error correction: representation, estimation and testing*, in «Econometrica», vol. 55, pp. 251-276
- Fachin S. e M. Cicchetti (1994), *Trend, passeggiate aleatorie e cambiamenti strutturali: l'economia italiana dagli anni '50 ad oggi*, in «Note Economiche», n. 3, pp. 543-571
- Favero C.A. (1988), *An econometric analysis of the inflation unemployment trade off*, in «Giornale degli Economisti e Annali di Economia», vol. 47, pp. 45-64
- Fratianni M. (1980), *Money, prices and wages in Italy*, in «Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review», vol. 33, pp. 515-537
- Friedman M. (1968), *The role of monetary policy*, in «American Economic Review», n. 58, pp. 1-17
- Golinelli R. (1997), *Appendice: la banca dati su dischetto per la Contabilità Nazionale in Italia in base 1990 (1951-1996)*, mimeo. Testo e dati sono all'indirizzo Internet: <http://cide.ds.unifi.it/cidedata.htm>
- Granger C.W.J e N. Swanson (1996), *Future developments in the study of cointegrated variables*, in «Oxford Bulletin of Economics and Statistics», vol. 58, pp. 537-553
- Grassini M. (1976), *La curva di Phillips: modello teorico e correlato empirico*, in «Studi Economici», n. 1, pp. 137-168
- Gregory, A.W. and Hansen, B.E. (1996a), *Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts*, in «Journal of Econometrics», vol. 70, pp. 99-126
- Gregory, A.W. and Hansen, B.E. (1996b), *Tests for cointegration in models with regime and trend shifts*, in «Oxford Bulletin of Economics and Statistics», vol. 58, pp. 555-560
- Hakkio C.S. e M. Rush (1991), *Cointegration: how short is the long run?*, in «Journal of International Money and Finance», vol. 10, pp. 571-581

- Hall A.D., H.M. Anderson e C.W.J. Granger (1992), *A cointegration analysis of treasury bill yields*, in «The Review of Economics and Statistics», Vol. 74, pp. 116-126
- Hansen H. e S. Johansen (1993), *Recursive estimation in cointegrated Var models*, Università di Copenhagen, mimeo
- Hargreaves C.P. (1994) (a cura di), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford, Oxford University Press
- Hausman J.A. (1978), *Specification tests in econometrics*, in «Econometrica», vol. 46, pp. 251-272
- Hendry D.F. e G.E. Mizon (1993), *Evaluating dynamic econometric models by encompassing the VAR*, in P.C.B. Phillips (a cura di), *Models, Methods and Applications of Econometrics*, Oxford, Basil Blackwell, pp. 272-300
- Hendry D.F. e G.E. Mizon (1996), *The Influence of A.W.H. Phillips on Econometrics*, in «EUI Working Paper», n. 96/3
- Hsiao C. (1997), *Statistical properties of the two stage least squares estimator under cointegration*, in «Econometrica», n. 64, pp. 385-398
- ISTAT (1966), *Occupazione in Italia negli anni 1951-1965*, in «Supplemento al Bollettino Mensile di Statistica», Agosto-Dicembre
- ISTAT (1976), *Sommario di Statistiche Storiche dell'Italia 1861-1975*, Roma
- Johansen S. (1988), *Statistical analysis of cointegration vectors*, in «Journal of Economic Dynamics and Control», vol. 12, pp. 231-254
- Johansen S. (1992), *Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand*, in «Journal of Policy Modeling», n. 14, pp. 383-397
- Juselius K. (1992), *Domestic and foreign effects on prices in an open economy*, «Journal of Policy Modeling», n. 14, pp. 401-428
- Layard R., S.J. Nickell e R. Jackman (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford, Oxford University Press
- Lipsey R.G. (1960), *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957*, in «Econometrica», n. 27, pp. 1-31
- Maddison A. (1991), *Dynamic Forces in Capitalist Development. A Long Run Comparative View*, Oxford, Oxford University Press
- Modigliani F. e E. Tarantelli (1973), *A generalization of the Phillips curve for a developing country*, in «Review of Economic Studies», n. 122, April, pp. 203-223
- Modigliani F. e E. Tarantelli (1977), *Market forces, trade union action and the Phillips curve in Italy*, in «Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review», n. 120, March, pp. 3-36
- OECD (1997), *Employment Outlook*, Paris

- Onofri P. (1976), *Struttura dell'occupazione e domanda di lavoro*, in C. D'Adda, E. De Antoni, G. Gambetta, P. Onofri e A. Stagni (a cura di), *Il modello econometrico dell'Università di Bologna: struttura e simulazioni*, Il Mulino, Bologna, pp. 123-154
- Onofri P. e B. Salituro (1985), *Inflazione e politiche di stabilizzazione in Italia: 1960-1984*, in «Politica Economica», Agosto, pp. 167-196
- Osterwald-Lenum M. (1992), *A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ML cointegration rank test statistics*, in «Oxford Bulletin of Economics and Statistics», vol. 54, pp. 461-472
- Perron P. (1989), *The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis*, in «Econometrica», vol. 57, pp. 1361-1401
- Perron P. (1997), *Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables*, in «Journal of Econometrics», vol. 80, pp. 355-385
- Pesaran M.H. e B. Pesaran (1997), *Working with Microfit 4.0 – Interactive Econometric Analysis*, Oxford, Oxford University Press
- Phelps E.S. (1967), *Phillips curves, expectations of inflation, and optimal unemployment over time*, in «Economica», n. 34, pp. 254-281
- Phillips A.W. (1958), *The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957*, in «Economica», n. 25, pp. 283-299
- Phillips P.C.B. e B.E. Hansen (1990), *Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes*, in «Review of Economic Studies», n. 57, pp. 99-125
- Prosperetti L. (1981), *A Phillips curve for the Italian economy? A comment on Modigliani and Tarantelli*, in «Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review», vol. 34, pp. 447-454
- Rossi N. e G. Toniolo (1993), *Un secolo di sviluppo economico italiano: permanenze e discontinuità*, in «Rivista di Storia Economica», n. 2, pp. 145-175
- Shadman-Mehta F. (1996), *Does modern econometrics replicate the Phillips curve?*, IRES, Université Catholique de Louvain, mimeo
- Spinelli F. (1980), *Wage inflation in Italy: a reappraisal*, in «Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review», vol. 33, pp. 483-514
- Sylos Labini P. (1970), *Forme di mercato, sindacati e inflazione*, in «Rassegna Economica», n. 6, Novembre-Dicembre, pp. 1339-1394
- Valcamonici R. (1973), *Modificazioni strutturali, disoccupazione ed inflazione nell'industria italiana: una analisi empirica*, in «Note Economiche», vol. 6, n. 1, pp. 71-107
- van Dijk D. e P.H. Franses (1997), *Nonlinear error-correction models for interest rates in the Netherlands*, Tinbergen Institute, Erasmus University Rotterdam, mimeo

- Zamagni V. (1990), *Dalla Periferia al Centro: la Seconda Nascita Economica dell'Italia*, Bologna, Il Mulino
- Zellner A. (1962), *An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions, and test for the aggregation bias*, in «Journal of American Statistical Association», vol. 57, pp. 348-368