

XVI CONVEGNO NAZIONALE DI ECONOMIA DEL LAVORO

SESSIONE CONTRIBUTI LIBERI

RADICI UNITARIE, RIMANENZA E MEMORIA SELETTIVA DEGLI SHOCKS: NUOVA EVIDENZA SULL'ISTERESI DEL TASSO DI DISOCCUPAZIONE IN ITALIA

ROBERTA SERAFINI*

VERSIONE PRELIMINARE

Introduzione

All'interno dell'ampia letteratura sulle cause della disoccupazione in Europa un'ipotesi da lungo tempo avanzata è quella secondo cui l'elevata disoccupazione registrata a partire dalla seconda metà degli anni Settanta sia la manifestazione non di una deviazione temporanea (anche se persistente) del tasso di disoccupazione corrente da un equilibrio esogenamente determinato quanto di uno spostamento permanente - causato dall'operare di meccanismi di isteresi - dello stesso equilibrio. In altri termini, in presenza di isteresi uno shock temporaneo al tasso di disoccupazione può produrre effetti permanenti: ne consegue che il tasso di disoccupazione compatibile con un tasso di inflazione costante (Nairu) varia nel tempo congiuntamente con il tasso di disoccupazione effettivo.

I modelli che inizialmente sono stati proposti con l'obiettivo di individuare i possibili meccanismi attraverso cui uno shock temporaneo al tasso di disoccupazione può modificarne il valore in modo permanente pervengono in generale ad una rappresentazione del tasso di disoccupazione in termini di un processo autoregressivo con radice unitaria (Blanchard e Summers, 1986). Non sorprende dunque che i primi tentativi di analisi empirica abbiano in generale sottoposto a verifica l'ipotesi di un tasso di disoccupazione generato da un processo con trend stocastico (tra gli altri, Mitchell, 1993; Roed, 1996). E' tuttavia un risultato acquisito che la rappresentazione dell'isteresi in termini di un processo

*Dottore di Ricerca in Economia Politica, Università degli Studi di Roma La Sapienza. Assegnista di ricerca presso il Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali, Università degli Studi di Napoli Federico II. e-mail : rbser@tin.it

a radice unitaria costituisce un'approssimazione locale lineare di un più complesso processo generatore dei dati la cui natura è, piuttosto, non lineare (Roberts e Morin, 1999). Una nuova linea di ricerca è stata proposta di recente da un approccio che, facendo leva sul concetto di irreversibilità, supera le limitazioni alla base della nozione di radice unitaria e introduce aspetti e proprietà coerenti con l'idea di *path dependence*, fornendo così nuovi strumenti di analisi della disoccupazione in Europa. Punto di partenza è il ritorno alla formalizzazione dei sistemi con isteresi originariamente prodotta in fisica; secondo questo approccio, legato ai contributi di Rod Cross (1993, 1994, 1995), Amable, Henry, Lordon, Topol (1993, 1995a, 1995b) e Gocke (1994), l'isteresi è un fenomeno non lineare multiramificato (*multibranch non linearity*) caratterizzato dalle proprietà di rimanenza e di memoria selettiva degli shocks passati.

Il presente lavoro propone una verifica empirica per l'Italia della presenza di isteresi del tasso di disoccupazione coerente con questa seconda letteratura. Il modello di riferimento è quello presentato in Cross (1994), dove il tasso di disoccupazione di equilibrio deriva dall'aggregazione delle decisioni di produzione (e di occupazione) di un numero elevato di imprese eterogenee caratterizzate da un comportamento asimmetrico di entrata e di uscita dal mercato (Dixit, 1992). L'ipotesi di base del modello è in particolare quella dell'esistenza di un valore critico del prezzo di mercato al di sopra del quale l'impresa decide di produrre (e occupare) e di un valore critico inferiore al di sotto del quale trova conveniente interrompere la produzione e uscire dal mercato; l'esistenza di costi di avviamento non recuperabili è sufficiente a produrre una "zona di inazione", vale a dire un intervallo del prezzo nel quale la decisione ottimale dell'impresa coincide con il mantenimento dello status quo. L'ipotesi di eterogeneità a livello microeconomico fa sì che nell'aggregato le variabili relative alla struttura del mercato del lavoro consentano di individuare un *range* di Nairu possibili i cui estremi dipendono dai fattori che in varia misura incidono sulle soglie di entrata/uscita: tra questi un ruolo non secondario è svolto da fattori di *wage-push* quali il potere sindacale, la generosità del sistema dei sussidi, i costi di assunzione e licenziamento; all'interno dell'intervallo così definito l'equilibrio è selezionato dalla sequenza degli shocks che, rispetto a quella data struttura del mercato del lavoro, risultano *non dominati*. In questo contesto le politiche economiche risulterebbero efficaci nello spostare l'equilibrio: il Nairu su cui il sistema si attesta è infatti frutto della combinazione di politiche dal lato dell'offerta, che incidono sugli estremi del *range* dei

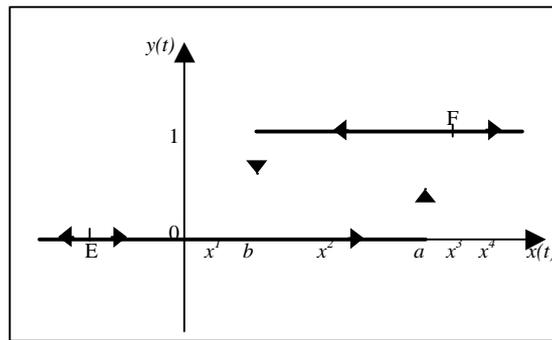
possibili tassi di disoccupazione di equilibrio, e politiche della domanda, cui è affidata la *selezione* dell'equilibrio all'interno del *range*.

Il paper è organizzato come segue. I tratti salienti del modello e le definizioni delle proprietà di rimanenza e di memoria selettiva sono brevemente introdotti nel paragrafo 1. Nel paragrafo 2 proponiamo una verifica econometrica per l'Italia. L'analisi di stazionarietà del tasso di disoccupazione (paragrafo 2.1.1) consente un confronto con la "prima" letteratura sull'isteresi; le proprietà di memoria del processo emergono inoltre dal calcolo del grado di permanenza degli effetti di uno shock transitorio, secondo quanto proposto in Campbell-Mankiw (1987a, 1987b) e in Cochrane (1988). Il paragrafo 2.1.3 propone un tentativo di verifica empirica dell'ipotesi di isteresi del tasso di disoccupazione in Italia secondo la più recente letteratura sull'isteresi. Sulla base dei risultati di un precedente lavoro condotto per il Regno Unito in Cross, Darby, Ireland, Piscitelli (1999), obiettivo dell'analisi è verificare se esiste un vettore di cointegrazione nel quale accanto ad alcune delle variabili tradizionalmente indicate quali determinanti del Nairu compaiono con coefficiente significativo altre grandezze che, sulla base del modello tratteggiato, possono incidere sul tasso di disoccupazione di equilibrio. In particolare, ci chiediamo se è possibile identificare una relazione di lungo periodo per il tasso di disoccupazione in Italia che coinvolga gli estremi *non dominati* di alcune variabili di domanda; gli estremi non dominati sono individuati applicando alle serie in esame la trasformazione non lineare presentata in Piscitelli, Cross, Grinfeld, Lamba (1999). Nell'analisi condotta per il caso italiano i legami di cointegrazione sono studiati attraverso la metodologia di Johansen, che prevede l'identificazione dello spazio di cointegrazione, la verifica delle ipotesi di esogenità debole, la specificazione dinamica di breve periodo. Ne emerge l'esistenza di una relazione di lungo periodo per il tasso di disoccupazione nella quale, accanto ad un indicatore del potere contrattuale dei lavoratori (qui rappresentato dalla variabile di densità sindacale), compaiono con coefficiente significativo gli *indici di isteresi* del tasso di interesse reale e del tasso di cambio reale effettivo. Seguono alcune osservazioni conclusive.

1.1 La letteratura di riferimento

Il modello proposto in Cross (1994) si basa sulla forma più semplice di sistema con isteresi, detta *non-ideal relay* (Preisach, 1938; Krasnosel'skii e Prokovskii, 1989), dove si assume che la risposta di una variabile (o output) $y(t)$ ad un'azione esterna (o input) $x(t)$ sia del tipo rappresentato in figura 1.

Fig. 1



La relazione rappresentata in fig.1 consente di descrivere e analizzare diverse ipotesi di comportamento a livello microeconomico: in particolare, può essere letta come il comportamento di entrata nel mercato ($y(t)=1$) e di uscita dal mercato ($y(t)=0$) da parte di una singola impresa in funzione dell'andamento del prezzo $x(t)$ ¹. In questo caso l'output è dato dalla quantità prodotta al tempo t , pari a uno o zero rispettivamente², mentre - data l'ipotesi di concorrenza perfetta - il prezzo di mercato osservato dall' i -esima impresa svolge il ruolo di impulso esogeno. Assumendo che l'impresa si trovi inizialmente nel punto E, questa rimarrà fuori del mercato fino a quando il prezzo avrà raggiunto un valore critico superiore (*trigger value*) a , oltre il quale sarà indotta a produrre (ad esempio, punto F). Viceversa, se è già nel mercato, l'impresa continuerà a produrre (cioè a rimanere in $y(t)=1$) anche in presenza di un andamento decrescente del prezzo, e deciderà di interrompere l'attività di produzione solo quando quest'ultimo avrà superato il valore critico inferiore b : pertanto, il sistema "salta" tra due rami orizzontali secondo un relazione globalmente asimmetrica non lineare; il comportamento dell'impresa risulta caratterizzato da due equilibri stabili e da un intervallo compreso tra i valori critici del prezzo di mercato all'interno del quale l'equilibrio può essere individuato solo conoscendo la storia passata del sistema.

Il diagramma a semipiano di Mayergoyz (1991) - rappresentato in fig.2a - consente l'aggregazione di un numero elevato di M imprese indipendenti, caratterizzate da specifiche coppie di valori soglia di entrata e di uscita³: ciascuna delle M imprese potenziali rappresenta un punto interno al triangolo ABC, il cui vertice è individuato dal valore di entrata in assoluto più elevato (a_0) e dal valore di uscita in assoluto più piccolo (b_0); l'asse delle ordinate registra variazioni in aumento del prezzo, mentre le diminuzioni

¹ Lo stesso schema è stato utilizzato da Baldwin e Krugman (1989) e Dixit (1989) nell'ambito della teoria del commercio estero, e da Dixit (1992) nella teoria dell'investimento.

² 1 per convenzione indica la decisione di produrre una *qualunque* quantità positiva. Tuttavia, assumiamo per semplicità che tale quantità coincida proprio con una unità di prodotto.

sono riportate lungo l'asse delle ascisse. Supponendo che tutte le imprese siano soggette al medesimo prezzo di mercato, il diagramma consente allora di determinare come la ripartizione del totale delle imprese in attive (N) e inattive ($M - N$) evolve nel tempo in risposta alle fluttuazioni del prezzo. Il prezzo di mercato può essere specificato come il prodotto di una variabile stocastica aggregata x_t (costituita, ad esempio, dal tasso di interesse o dal tasso di cambio) e della componente deterministica della funzione di domanda inversa $f(q_{t-1})$ (Cross-Darby-Ireland, 1997; Dixit, 1992):

$$p_t = x_t f(q_{t-1}) . \quad [1]$$

Consideriamo il caso in cui si realizzi una sequenza di shocks aggregati, comune a tutti gli agenti, tale da generare un andamento del prezzo del tipo rappresentato in fig. 3: la corrispondente risposta del sistema, in termini di numero delle imprese attive e dunque della quantità complessivamente prodotta (area S^+) è rappresentata in fig. 2b (Piscitelli, Grinfeld, Lamba, Cross, 1999); in fig.4 riportiamo la corrispondente rappresentazione in termini di cicli di isteresi del numero delle imprese attive in funzione del prezzo.

Fig. 2

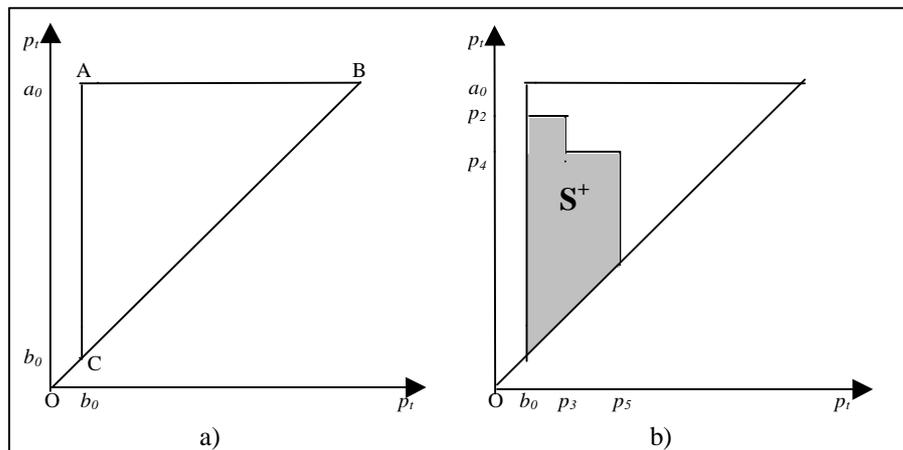
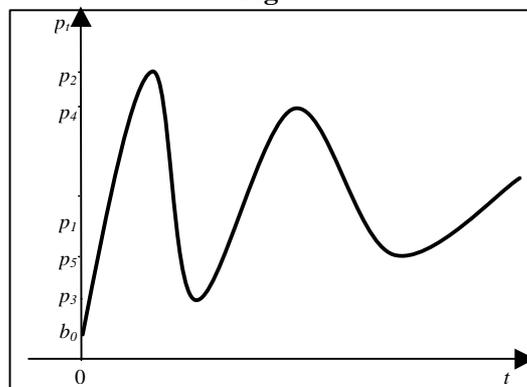
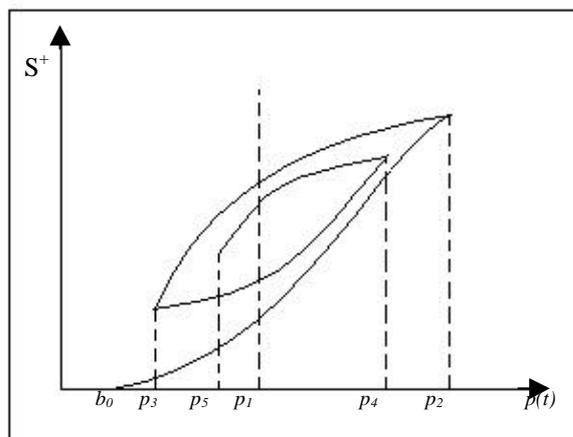


Fig. 3



³ L'aggregazione avviene pertanto secondo un meccanismo diverso da quello tradizionale dell'agente rappresentativo.

Fig. 4



Nell'aggregato la risposta del sistema in termini di produzione e occupazione presenta *isteresi forte*. In particolare, il sistema non viaggia mai lungo la medesima traiettoria, e dunque in generale non torna nella configurazione di partenza. In altri termini, il sistema presenta *rimanenza*:

«the equilibrium unemployment rate no longer, as in the natural rate hypothesis, returns to the status quo ante once a temporary shock is reversed»⁴;

in corrispondenza di uno stesso valore p_1 del prezzo di mercato la quantità complessivamente prodotta dipende infatti dalla quota di imprese *in* e *out* ereditata dal passato. Inoltre, in (Mayergoyz, 1991) si dimostra che tale sistema conserva una *memoria selettiva* degli shocks passati. Tale proprietà (*wiping-out property*) afferma che:

«Each local input maximum wipes out the vertices [...] whose a-coordinates are below this maximum, and each local minimum wipes out the vertices whose b-coordinates are above the minimum»⁵.

Dunque, non tutti gli shocks passati sono in grado di influenzare in modo permanente lo stato del sistema ma unicamente i valori estremi del prezzo che risultano *non dominati*.

1.2 Isteresi forte e struttura del mercato del lavoro

Nel modello descritto il passaggio all'analisi del tasso di disoccupazione avviene approssimando quest'ultimo con il tasso di inattività $(M-N)/M$; ciò è reso possibile dall'ipotesi che la decisione dell'impresa di entrare nel mercato coincida con quella di

⁴ Cross (1995), p.190.

⁵ Mayergoyz (1991), p.13.

produrre un'unità di prodotto e di occupare un'unità di lavoro⁶. Ci chiediamo se e in che misura variabili relative alla struttura del mercato del lavoro tradizionalmente indicate in letteratura quali determinanti del Nairu (potere sindacale, salari minimi, sussidi di disoccupazione, misure di tutela dell'occupazione, ecc.) – che agiscono per lo più come fattori di spinta salariale – entrano in uno schema teorico di questo tipo. Sembra ragionevole supporre che tali variabili incidano in uguale misura su tutte le imprese: una riduzione della conflittualità sul mercato del lavoro, del livello dei salari minimi o dei sussidi di disoccupazione provocherà allora una riduzione proporzionale dei rispettivi valori soglia di entrata/uscita delle imprese, ovvero uno slittamento verso sinistra e in basso del triangolo ABC in fig. 2; ne consegue che uno stesso shock transitorio produrrà effetti più espansivi, o meno restrittivi⁷. Le variabili relative alla struttura del mercato del lavoro intervengono pertanto nel definire il range che comprende l'insieme dei Nairu possibili; il particolare valore assunto dall'equilibrio sarà invece selezionato dalla sequenza dei diversi shocks che, *rispetto a quella data struttura del mercato del lavoro*, risultano non dominati. Una visione di questo tipo consentirebbe allora un'interpretazione plausibile dei fatti empirici osservati in Europa a partire dalla fine degli anni Ottanta, inizio anni Novanta: in particolare, il persistere di un crescente tasso di disoccupazione con inflazione costante nonostante l'affievolirsi di numerosi fattori di *price* e *wage-push* può essere spiegato come l'effetto dell'adozione di politiche monetarie e fiscali restrittive⁸.

Formalmente, indicando con z_t un vettore di variabili relative alla struttura del mercato del lavoro e con $h(x_t)$ un *indice di isteresi* (*hysteresis index*) che coglie l'effetto degli estremi non dominati di una data variabile x_t (ad esempio, il tasso di interesse o il tasso di cambio), la curva di Phillips può dunque essere espressa come

$$\Delta^2 p = -\mathbf{a}(u_t - u_t^*) \quad [2]$$

⁶ Il modello descritto manca di un'analisi specifica del legame tra produzione e occupazione e, soprattutto, dei meccanismi alla base del funzionamento del mercato del lavoro rende lo schema descritto non sufficiente a fornire una rappresentazione completa dell'isteresi del Nairu. Riteniamo tuttavia che lo schema teorico proposto presenti un indubbio valore aggiunto: nelle premesse, perché tiene in considerazione l'eventualità che le decisioni dei singoli agenti mostrino una dipendenza dal sentiero; nelle conclusioni, vale a dire nella possibilità che esista un *intervallo* di tassi di disoccupazione di equilibrio e che alcuni shocks (reali e nominali) sperimentati nel passato agiscano quale meccanismo di selezione dell'equilibrio.

⁷ Ai fattori in grado di incidere in modo non trascurabile sull'ampiezza dell'intervallo di inazione Dixit (1992, p. 121) aggiunge i costi di assunzione e di licenziamento del personale: «if wages are sticky, then the response of employment to output demand fluctuations will be slower when employers, recognizing the option value of the status quo, hoard labor in downturns, and are slow to hire in upturns»

⁸ L'importanza di un'analisi che tenga in considerazione l'interazione tra gli aspetti istituzionali del mercato del lavoro e shocks macroeconomici è sottolineata in Blanchard e Wolfers (1999) e in Fabiani, Locarno, Oneto e Sestito (1999).

con

$$u_t = f(x_t) \quad [3]$$

$$u_t^* = g(z_t, h(x_t)) \quad [4]$$

dove, a parità di z_t , la domanda non solo modifica il tasso di disoccupazione effettivo ma incide sul Nairu. All'identificazione empirica della [4] sarà dedicato il paragrafo successivo.

2 L'applicazione su dati italiani

L'analisi econometrica relativa al modello di isteresi di cui al paragrafo precedente costituisce a tutt'oggi un campo di indagine pressoché inesplorato. I rari tentativi di produrre evidenza empirica secondo questi più recenti modelli si propongono di testare la presenza di isteresi forte calcolando il *loop* di isteresi; in particolare, Göcke (1994) ne fornisce un'approssimazione lineare a tratti. Piscitelli, Cross, Grinfeld, Lamba (1999) riprendono invece l'idea di Mayergoyz di implementare numericamente il modello di Preisach (1938), calcolando gli integrali sull'insieme S^+ come somma, ad ogni istante t , delle aree di $n(t)$ trapezi rettangolari S_k^+ , come rappresentato in fig. 2b. Formalmente⁹,

$$q(t) = \sum_{k=1}^{n(t)} S_k^+ \quad [5]$$

Ne deriva la costruzione di un indice di isteresi dato da una combinazione non lineare dei massimi e dei minimi non dominati degli shocks.

In un recente lavoro Cross, Darby, Ireland, Piscitelli (1999), utilizzando dati annuali relativi al Regno Unito per il periodo 1959-1996, presentano un'analisi preliminare attraverso cui verificare l'esistenza di isteresi: l'obiettivo è studiare se alcune variabili di domanda, preventivamente trasformate secondo la trasformazione appena menzionata, entrano in una relazione di equilibrio con il tasso di disoccupazione, vale a dire agiscono sulla dinamica del Nairu. In particolare, gli autori si chiedono se esiste un vettore di cointegrazione nel quale, accanto alle determinanti del Nairu tradizionalmente indicate in letteratura (sussidi di disoccupazione, salari minimi, potere contrattuale dei lavoratori, ecc.) compaiono con coefficiente significativo altre grandezze che, attraverso il comportamento asimmetrico di entrata e di uscita dal mercato da parte di imprese eterogenee, si suppone

possano incidere sul tasso di disoccupazione di equilibrio. Il trattamento *a priori* di queste ultime variabili secondo la procedura elaborata in Piscitelli, Cross, Grinfeld, Lamba (1999) consentirebbe proprio di selezionare gli estremi non dominati delle serie che, come abbiamo visto, si suppone siano gli unici in grado di produrre effetti di lungo periodo. In particolare, nel paper citato gli autori si propongono di verificare l'esistenza di un vettore di cointegrazione comprendente il seguente insieme di variabili: il logaritmo del tasso di disoccupazione; la serie del *replacement ratio*, costruito come rapporto tra i sussidi di disoccupazione e i salari; l'indice di isteresi del logaritmo del tasso di cambio nominale effettivo; l'indice di isteresi del logaritmo del prezzo reale del petrolio; l'indice di isteresi del tasso di interesse reale (definito come differenza tra il tasso d'interesse e il tasso di crescita dell'indice dei prezzi al consumo).

Il dataset utilizzato per l'analisi riferita al caso italiano (dati con frequenza annuale relativi al periodo 1960-1996¹⁰) presenta due modifiche sostanziali. In primo luogo, la serie del *replacement ratio* è stata sostituita da una *proxy* del potere sindacale: non sembra infatti che i sussidi di disoccupazione in Italia siano, in quanto a dimensione e periodo di copertura¹¹, tali da incidere sensibilmente sul salario di riserva e dunque sul salario reale contrattato, mentre riteniamo che la mancanza di una flessibilità verso il basso del salario reale possa essere meglio spiegata in termini di un accresciuto potere contrattuale dei lavoratori o, più in generale, di una maggiore conflittualità nel mercato del lavoro. A tal fine, abbiamo costruito la serie della densità sindacale, espressa dal rapporto tra il numero degli iscritti al sindacato e le unità di lavoro nell'industria. In secondo luogo, abbiamo ritenuto preferibile sostituire il tasso di cambio nominale effettivo e il prezzo reale del petrolio con la serie del tasso di cambio reale effettivo, con un consistente guadagno in termini di gradi di libertà; peraltro, il tasso di cambio reale effettivo, in quanto indicatore di competitività delle imprese (particolarmente rilevante nel contesto dell'economia italiana) sembra maggiormente idoneo a svolgere il ruolo di variabile di "input" nello schema teorico di entrata-uscita descritto nel paragrafo precedente. Analogamente al paper sopra citato, tutte le variabili - ad eccezione del tasso di interesse - sono espresse in logaritmi; le

⁹ Per una dimostrazione della superiorità di tale algoritmo rispetto a quello sviluppato in Göcke (1994), cfr. Hughes Hallett e Piscitelli (1998).

¹⁰ Un vincolo di disponibilità di dati ci ha imposto di utilizzare serie con frequenza annuale; l'analisi è stata pertanto condotta su un campione di dimensione limitata. Tuttavia, Hakkio e Rush (1991, p. 57) sottolineano che la cointegrazione richiede che l'arco temporale considerato sia il più esteso possibile piuttosto che un numero elevato di osservazioni.

¹¹ In Italia un'indennità di disoccupazione a favore di tutti i disoccupati in senso stretto risulta praticamente inesistente; le uniche forme di tutela previste, la Cassa Integrazione Guadagni e l'indennità di mobilità, riguardano solo una parte dei lavoratori.

serie del tasso di cambio reale effettivo e del tasso di interesse reale sono state trasformate secondo il medesimo indice di isteresi elaborato in Piscitelli, Cross, Grinfeld, Lamba (1999).

2.1 I risultati

La verifica dell'ordine di integrazione costituisce pertanto il primo passo, preliminare all'analisi di cointegrazione.

2.1.1 Analisi di stazionarietà del tasso di disoccupazione

L'analisi del grado di integrazione della serie del tasso di disoccupazione in Italia ne evidenzia in modo "ateorico" le proprietà di *time series*, in particolare la dipendenza dalla storia passata degli shocks. Ciò consente peraltro un confronto con le analisi empiriche relative alla "prima" letteratura sull'isteresi, dove questa è identificata con la presenza di un trend stocastico nel sottostante processo generatore dei dati e dove pertanto l'ipotesi sottoposta a verifica è quella di radice unitaria contro l'alternativa di un processo stazionario attorno a componenti deterministiche.

Il test Augmented Dickey Fuller - condotto sulla serie destagionalizzata del logaritmo del tasso di disoccupazione (dati con frequenza trimestrale, dal 1960 al 1999) secondo la procedura sequenziale indicata in Campbell e Perron (1991) - non consente di rigettare l'ipotesi di processo integrato del primo ordine (tabella 1). Tale risultato è confermato da test aggiuntivi più raramente utilizzati, quali il test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) (tabella 2) dove l'ipotesi sottoposta a verifica è quella di stazionarietà¹², e il test Banerjee-Lumsdine-Stock (1992) di radice unitaria in presenza di un cambiamento strutturale, dove il break date non è imposto a priori ma è ricavato endogenamente dai dati (tabella 3). Si noti che tale risultato si discosta da quello emerso in altri contributi che, con riferimento al tasso di disoccupazione in Italia, concludono per la presenza di un trend deterministico (Mitchell, 1993) o non giungono a conclusioni definitive (Fachin e Cichetti, 1994).

¹² Shlitzer (1994) dimostra che l'analisi combinata dei risultati prodotti dal test Dickey-Fuller e del test KPSS consente di ridurre sensibilmente il rischio di trarre conclusioni errate circa la vera struttura del d.g.p.

Tabella 1

Risultati del test ADF applicato al tasso di disoccupazione in Italia

$$\text{Modello I: } \Delta y_t = a + bt + r * y_{t-1} + \sum_{i=1}^p g \Delta y_{t-i} + e_t$$

<i>p</i>	<i>a</i> ^(a)	<i>b</i> ^(a)	<i>r</i> ^(a,b)	Valori Critici ^(c) :			Valori Critici ^(d) :		
				<i>t_t</i>	5%	1%	<i>f₃</i>	5%	1%
8	0.142 (0.0587)	0.0007 (0.0003)	0.904 (0.0416)	-2.306	-3.441	-4.022	2.673	6.49	8.73

$$\text{Modello II: } \Delta y_t = a + r * y_{t-1} + \sum_{i=1}^p g \Delta y_{t-i} + e_t$$

<i>p</i>	<i>a</i> ^(a)	<i>r</i>	Valori Critici ^(c) :			Valori Critici ^(e) :		
			<i>t_m</i>	5%	1%	<i>f₁</i>	5%	1%
8	0.0231 (0.0221)	0.9922 (0.0106)	-0.734	-2.881	-3.475	2.012	4.71	6.70

$$\text{Modello III: } \Delta y_t = r * y_{t-1} + \sum_{i=1}^p g \Delta y_{t-i} + e_t$$

<i>p</i>	<i>r</i>	Valori Critici ^(c) :		
		<i>t</i>	5%	1%
8	1.003 (0.0018)	1.7104	-1.942	-2.579

$$\text{Modello IV: } \Delta^2 y_t = r * \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p g \Delta^2 y_{t-i}$$

<i>p</i>	<i>r</i>	Valori Critici ^(c) :		
		<i>t</i>	5%	1%
8	0.009 (0.217)	-4.554	-1.942	-2.579

- (a) Standard error tra parentesi;
- (b) $r=r^*+1$;
- (c) Fonte: MacKinnon (1991);
- (d) Valori critici calcolati per un campione di 100 osservazioni. Fonte: Dickey e Fuller (1981);
- (e) Valori critici calcolati per un campione di 100 osservazioni. Fonte: Dickey e Fuller (1981).

Tabella 2

Risultati del test KPSS applicato al tasso di disoccupazione in Italia

<i>l</i>	0	1	2	3	4	5	6	7	8	Valori Critici ^(a) :	
										5%	1%
<i>h_t</i>	0.91	0.48	0.33	0.26	0.22	0.19	0.17	0.15	0.14	0.146	0.216
<i>h_m</i>	14.81	7.46	5.01	3.77	3.04	2.55	2.20	1.94	1.73	0.463	0.739

- (a) Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992)

Tabella 3
Test Banerjee *et al.* (1992) applicato al tasso di disoccupazione in Italia

Recursive		Rolling		Sequential			
				Trend-shift		Mean-shift	
\hat{t}_{DF}^{\min}	valore critico ^(a)	\bar{t}_{DF}^{\min}	valore critico ^(a)	\tilde{t}_{DF}^{\min}	valore critico ^(b)	\tilde{t}_{DF}^{\min}	valore critico ^(b)
-2.53	-4.33	-0.61	-5.01	-2.70	-4.48	-2.98	-4.80

- (a) valori critici tabulati per 100 osservazioni, livello di significatività del 5%.
Fonte: Banerjee *et al.* (1992), tabella 1;
- (b) valori critici tabulati per 100 osservazioni, livello di significatività del 5%.
Fonte: Banerjee *et al.* (1992), tabella 2.

Sulla base dei risultati dei diversi test di radice unitaria, abbiamo inoltre calcolato il grado di permanenza degli effetti di uno shock transitorio secondo quanto suggerito in Campbell-Mankiw (1987a, 1987b) e in Cochrane (1988). A tal fine abbiamo stimato un modello ARIMA stagionale senza intercetta per la differenza prima del tasso di disoccupazione; le caratteristiche del processo sono state dedotte dall'esame delle funzioni di autocorrelazione e autocorrelazione parziale, secondo quanto suggerito in Box e Jenkins (1976). In particolare, il modello più parsimonioso che sbianca i residui comprende una componente MA stagionale al ritardo 4 e una componente MA sequenziale al ritardo 5¹³:

$$\Delta y_t = \left(1 + \underset{(4.11)}{0.315 L^5} \right) \left(1 - \underset{(-4.25)}{0.324 L^4} \right) \mathbf{e}_t$$

La somma dei coefficienti stimati di un modello ARIMA per il tasso di disoccupazione nella rappresentazione a media mobile (qui indicata con $\mathbf{j}(L)$) fornisce un'approssimazione dell'effetto permanente di una variazione unitaria in \mathbf{e}_t . Dai risultati (tabella 4) emerge che una porzione molto elevata degli effetti di uno shock transitorio al tasso di disoccupazione permane nel tempo, con un impatto di lungo periodo stimato pari a 0.89. Informazioni sostanzialmente analoghe derivano dalla misura di Cochrane (\hat{V}) e dalla stima non parametrica della somma dei coefficienti del polinomio a media mobile ($\hat{\mathbf{j}}(1)$).

¹³ Statistica t tra parentesi.

Tabella 4
Misura di Campbell e Mankiw (1987a, 1987b) e Cochrane (1988)

k	$j(1)$	\hat{V}	$\hat{j}(1)$ ^(a)
10	0.89	1.00	1.01
15		0.88	0.94
20		0.84	0.92
25		0.72	0.85
30		0.76	0.87
35		0.79	0.90

(a)
$$j(1) = \sqrt{\frac{\hat{V}}{1-r_j^2}}$$

2.2.2 Test di radice unitaria sulle rimanenti variabili

In tabella 5 riportiamo i test di radice unitaria relativi alle rimanenti variabili utilizzate¹⁴. Contrariamente a quanto osservato per la serie del tasso di interesse reale (Hr) la cui specificazione non contiene differenze ritardate, per le variabili di densità sindacale (LUD) e del tasso di cambio reale effettivo ($Hlreer$) l'analisi di stazionarietà è stata condotta attraverso il test Dickey-Fuller nella forma Augmented (t-ADF): l'esigenza di sbiancare i residui ha infatti reso necessaria l'introduzione tra i regressori delle differenze prime delle serie.

Dai valori delle statistiche (t-DF e t-ADF) calcolate sulle serie espresse sia in livelli sia nelle differenze prime emerge che, in tutti i casi considerati, le variabili risultano generate da processi integrati del primo ordine. Inoltre, le statistiche f_3 e f_1 sembrano escludere la significatività di un eventuale termine costante e/o di un trend deterministico nel processo generatore dei dati.

¹⁴ Piscitelli (1999, pp.14-19) confronta il correlogramma e la funzione di densità spettrale di un processo a radice unitaria con la rispettiva trasformazione secondo l'indice di isteresi: l'applicazione dell'indice di isteresi produce una serie che conserva le proprietà statistiche della serie originaria, accentuandone la non stazionarietà (la serie presenta una maggiore correlazione con i propri ritardi, così come lo spettro mostra una marcata prevalenza delle componenti a bassa frequenza). Un analogo esercizio è proposto con riferimento ad un processo white noise, AR(1), MA(1), ARMA(1,1).

Tabella 5
Test di integrazione sulle rimanenti variabili

Densità sindacale (logaritmo): $LUD^{(a)}$ $LUD_t = 0.994LUD_{t-1} + 0.596\Delta LUD_{t-1} + e_t$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; font-size: small;"> (0.006) (0.136) </div> $t - ADF^{(b)} = -1.005$ $F(2,32)^{(c)} = 0.439 \quad [0.6485]$ $f_3 = 2.52^{(d)} \quad ; \quad f_1 = 2.51^{(e)}$ $t - ADF \text{ su } \Delta LUD = -2.80^{**}$
Tasso di cambio reale effettivo (logaritmo), indice di isteresi: $HLreer^{(a)}$ $HLreer_t = 0.964HLreer_{t-1} + 0.083\Delta HLreer_{t-1} + 0.423\Delta HLreer_{t-2} + e_t$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; font-size: small;"> (0.03) (0.17) (0.19) </div> $t - ADF^{(b)} = -1.206$ $F(2,29)^{(c)} = 0.165 \quad [0.8489]$ $f_3 = 4.47^{(d)} \quad ; \quad f_1 = 1.62^{(e)}$ $t - ADF \text{ su } \Delta HLreer = -4.76^{**}$
Tasso di interesse reale, indice di isteresi: $Hr^{(a)}$ $Hr_t = 1.013Hr_{t-1} + e_t$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; font-size: small;"> (0.028) </div> $t - DF^{(b)} = 0.456$ $F(2,33)^{(c)} = 2.0388 \quad [0.1463]$ $f_3 = 1.73^{(d)} \quad ; \quad f_1 = 0.55^{(e)}$ $t - ADF \text{ su } \Delta Hr = -4.48^{**}$

(a) Standard error tra parentesi ;

(b) Valori critici: 5%=-1.95, 1%=-2.63;

(c) Test F per l'autocorrelazione dei residui fino al secondo ordine (p-value tra parentesi);

(d) Valori critici calcolati per un campione di 50 osservazioni: 5% = 6.73; 1% = 9.31. Fonte: Dickey e Fuller (1981);

(e) Valori critici calcolati per un campione di 50 osservazioni: 5% = 4.86; 1% = 7.06. Fonte: Dickey e Fuller (1981);

** rigetta l'ipotesi nulla al 5% di significatività.

2.1.3 La stima del modello VAR

Il passo successivo dell'analisi consiste nella stima del modello VAR in livelli. La corretta formulazione del sistema di partenza costituisce una delle fasi più delicate della procedura di Johansen, dalla quale dipende sensibilmente il risultato finale.

Al fine di ottenere residui normali e non autocorrelati abbiamo stimato un VAR di ritardo $k=2$ e introdotto tre variabili *dummy*, che colgono rispettivamente l'effetto di *outliers* nella serie del tasso di sindacalizzazione (nel 1970, periodo di forte conflittualità sul mercato del lavoro), del tasso di interesse reale (in particolare la forte caduta nel 1973, anno del primo shock petrolifero), del tasso di cambio reale effettivo (il cui andamento risente fortemente del deprezzamento subito dal cambio nominale all'inizio degli anni Novanta). Il modello formulato esclude inoltre la possibilità di un trend deterministico nello spazio di cointegrazione (peraltro in conformità con i risultati dei singoli test di integrazione) mentre

comprende un termine costante, che consente di catturare l'effetto dovuto alle diverse unità di misura. I principali test diagnostici sono riportati in tabella 6, dove Lu indica il logaritmo del tasso di disoccupazione: i test confermano il comportamento *well-behaved* dei residui stimati, in relazione sia al sistema nel suo complesso sia alle singole equazioni componenti¹⁵.

I grafici dei valori effettivi e teorici delle diverse variabili, nonché dei residui stimati (con i relativi correlogrammi e densità) sono rappresentati in figura 5. Un requisito di fondamentale importanza per la bontà del modello è costituito inoltre dall'assenza di *break* strutturali, che assicura la costanza dei parametri nell'arco temporale considerato. I grafici dei residui ricorsivi e del Chow-test (per le singole equazioni e per l'intero sistema) indicano una sostanziale stabilità dei parametri, confermando la corretta specificazione del VAR.

Tabella 6
Modello VAR (2) in livelli

	Singole equazioni			
	Lu	LUD	$Hlreer$	Hr
$F_{AR}(2,21)^{(a)}$	0.674 [0.5202]	0.579 [0.5687]	0.906 [0.4195]	1.603 [0.2250]
$\mathcal{C}_{nor}^2(2)^{(b)}$	0.371 [0.8308]	8.71 [0.0128]*	0.387 [0.8238]	0.509 [0.7752]
$F(4,20)^{(c)}$:				
- lag 1;	7.733 [0.0006]**	20.476 [0.0000]**	41.521 [0.0000]**	19.430 [0.0000]**
- lag 2;	2.597 [0.0674]	1.013 [0.4241]	2.129 [0.1148]	2.371 [0.0869]

Intero sistema

$$F_{AR}(32,45)^{(a)} = 1.467 [0.1167]$$

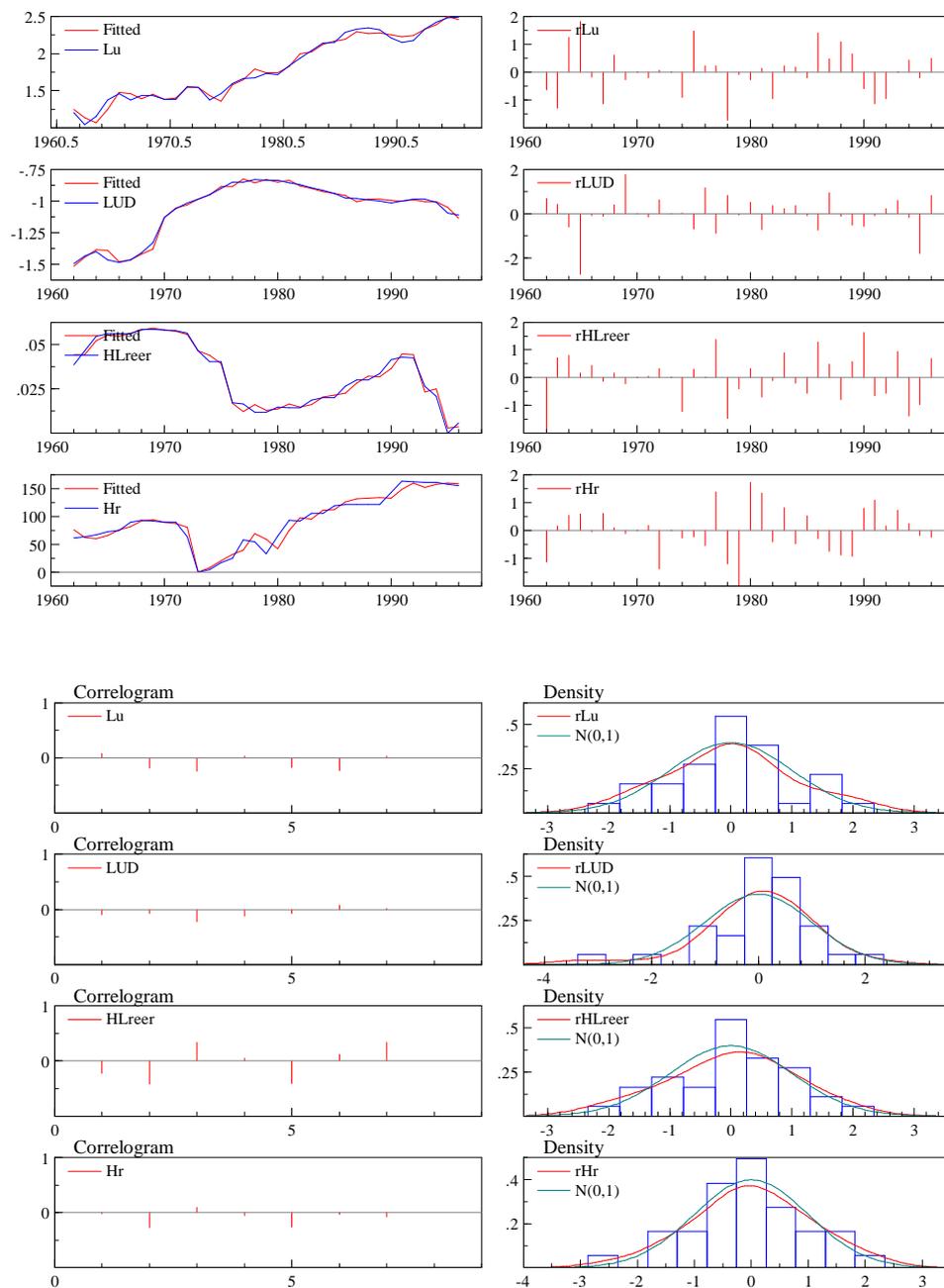
$$\mathcal{C}_{nor}^2(8)^{(b)} = 11.693 [0.1654]$$

$$\mathcal{C}_{het}^2(160)^{(d)} = 176.47 [0.1767]$$

- (a) test per l'autocorrelazione dei residui fino al secondo ordine (p-value tra parentesi);
 (b) test per la normalità dei residui (p-value tra parentesi);
 (c) test per la significatività dei regressori a livello di sistema (p-value tra parentesi). In presenza di variabili $I(1)$ la statistica F ha distribuzione non standard, pertanto i risultati di questo test sono solo indicativi;
 (d) test per l'eteroschedasticità dei residui (p-value tra parentesi).
 ** rigetta l'ipotesi nulla al 5% di significatività

¹⁵ Il test di normalità sulla serie della densità sindacale accetta l'ipotesi nulla solo all'1% di significatività, risultato questo che compare anche in altri lavori applicati all'economia italiana. Tra gli altri, cfr. Brunello, Lupi e Ordine (2000).

Figura 5



Successivamente alla formulazione del sistema l'attenzione si è concentrata sul numero delle possibili relazioni di equilibrio. Le statistiche I_{\max} e I_{trace} (tabella 7, colonne 3 e 6) sembrano indicare la presenza di più di un vettore di cointegrazione: tuttavia, come altrove precisato, queste hanno distribuzioni asintotiche fortemente dipendenti dall'inclusione di variabili dummy, cosicché i valori critici riportati sono solo indicativi. Ciò è tanto più vero quanto minore è il numero delle osservazioni disponibili: Reimers (1992) dimostra che in

piccoli campioni il test di Johansen tende a rigettare l'ipotesi nulla quando è vera, e a questo proposito suggerisce di correggere le statistiche I_{\max} e I_{trace} sostituendo a T il termine $(T-nk)$ (tabella 7, colonne 4 e 7). Il test così modificato indica la presenza di non più di un vettore di cointegrazione¹⁶: l'analisi delle radici della companion matrix e del grafico dei diversi possibili vettori conferma l'esistenza di un'unica relazione di equilibrio.

Tabella 7
Test di cointegrazione

I_i	H_0 : rango Π	I_{\max}	$I_{\max(T-nk)}$	Valori critici ^(a) 5%	I_{trace}	$I_{\text{trace}(T-nk)}$	Valori critici ^(a) 5%
0.612189	= 0	33.15*	25.58	28.1	78.07**	60.23**	53.1
0.483967	≤ 1	23.16*	17.86	22.0	44.92**	34.65	34.9
0.371909	≤ 2	16.28*	12.56	15.7	21.76*	16.79	20.0
0.145033	≤ 3	5.484	4.231	9.2	5.484	4.231	9.2

(a) Osterwald-Lenum (1992);

** rigetta l'ipotesi nulla al 5% di significatività;

* rigetta l'ipotesi nulla all'1% di significatività.

Nell'ipotesi di un solo vettore di cointegrazione abbiamo sottoposto a verifica la restrizione che, ad eccezione del tasso di disoccupazione, i rimanenti coefficienti di aggiustamento all'equilibrio siano tutti non significativamente diversi da zero e dunque che le corrispondenti variabili possano essere considerate debolmente esogene. Il test, dato dal rapporto delle verosimiglianze (la cui distribuzione è un χ^2 con gradi di libertà pari al numero delle restrizioni), non rigetta l'ipotesi al 5% di significatività (tabella 8). Il tasso di disoccupazione di equilibrio risulta dunque descritto dall'equazione (errori standard tra parentesi)

$$Lu = 2.7 + 1.43 LUD + 9.67 HLreer + 0.004 Hr \quad [6]$$

(0.17) (0.19) (2.23) (0.0007)

nella quale accanto ai fattori di pressione sul salario (qui rappresentati da LUD) compaiono con coefficiente significativo due variabili di domanda¹⁷: in particolare, la presenza della variabile Hr suggerisce la possibile efficacia della politica monetaria nel lungo periodo¹⁸.

¹⁶ Si noti che esperimenti Monte Carlo hanno dimostrato (Cheung e Lai, 1993) che la statistica traccia, che nel caso in esame non rigetta l'ipotesi di un solo vettore di cointegrazione, fornisce risultati più robusti della statistica dell'autovalore massimo.

¹⁷ La statistica t associata ai singoli coefficienti del vettore di cointegrazione si distribuisce come un $\chi^2(1)$.

Si noti che questo tipo di test può essere utilizzato per verificare l'ordine di integrazione di ciascuna variabile: verificare la restrizione che lo spazio di cointegrazione contenga solo una delle variabili oltre la costante significa infatti verificare l'ipotesi che la variabile in questione sia stazionaria. I test riportati in tabella 9 costituiscono pertanto la versione multivariata del test Dickey-Fuller sotto l'ipotesi nulla di *stazionarietà*, ipotesi che, coerentemente con i risultati ottenuti in ambito univariato, è sempre rigettata al 5% di significatività.

Tabella 8
Stima del vettore di cointegrazione sotto l'ipotesi di esogenità debole
di *LUD, HLreer, Hr*

$$H_0: \mathbf{a}_i = 0 \quad i = LUD, HLreer, Hr$$

Vettore di cointegrazione stimato^(a):

$$Lu = 2.7 + 1.43 LUD + 9.67 HLreer + 0.004 Hr$$

(0.17) (0.19) (2.23) (0.0007)

$$\hat{\mathbf{a}} = (-0.30, 0, 0, 0)'$$

Standard error $\hat{\mathbf{a}}_{Lu} = 0.053$

log likelihood = 346.95927 ; unrestricted log likelihood = 350.62036

LR-test, rank=1: $\mathbf{c}^2(3) = 7.3222$ [p-value 0.0623]

Vettore di cointegrazione riportato in Cross-Darby-Ireland-Piscitelli (1999, p.35):

$$LUPC = const + 2.2977 REPR - 11.599 HLNER + 0.0047 HRR + 3.8666 HLRPOIL$$

(0.42) (2.00) (0.00063) (0.40)

$$\hat{\mathbf{a}} = (-0.86, 0, 0, 0)'$$

Standard error $\hat{\mathbf{a}}_{LUPC} = 0.13$

LUPC: tasso di disoccupazione;

REPR: replacement ratio;

HLNER: indice di isteresi del tasso di cambio nominale effettivo ;

HRR: indice di isteresi del prezzo reale del petrolio;

HLRPOIL: indice di isteresi del prezzo reale del petrolio

(a) Standard error tra parentesi

¹⁸ Il peso del coefficiente del tasso di interesse va interpretato alla luce del fatto che la variabile non è espressa in forma logaritmica.

Tabella 9
Test di radice unitaria secondo la procedura di Johansen^(a)

1) H_0 : *Lu* stazionario ; $\mathbf{b}_j = 0 \quad j= LUD, Hlreer, Hr$

loglikelihood = 344.16717 ; unrestricted loglikelihood = 350.62036
 LR-test, rank=1: $\mathbf{c}^2(3) = 12.906 [0.0048] **$

2) H_0 : *LUD* stazionario ; $\mathbf{b}_j = 0 \quad j= Lu, Hlreer, Hr$

loglikelihood = 343.49704 ; unrestricted loglikelihood = 350.62036
 LR-test, rank=1: $\mathbf{c}^2(3) = 14.247 [0.0026] **$

3) H_0 : *HLreer* stazionario ; $\mathbf{b}_j = 0 \quad j= Lu, LUD, Hr$

loglikelihood = 342.53308 ; unrestricted loglikelihood = 350.62036
 LR-test, rank=1: $\mathbf{c}^2(3) = 16.175 [0.0010] **$

4) H_0 : *Hr* stazionario ; $\mathbf{b}_j = 0 \quad j= Lu, LUD, Hlreer$

loglikelihood = 344.40372 ; unrestricted loglikelihood = 350.62036
 LR-test, rank=1: $\mathbf{c}^2(3) = 12.433 [0.0060] **$

(a) P-value tra parentesi;

** rifiuta l'ipotesi nulla al 5% di significatività.

La stima del sistema nella formulazione a correzione dell'errore, che include esplicitamente la deviazione dall'equilibrio (tabella 10) conferma l'esogenità debole di *LUD, Hlreer, Hr*¹⁹: il vettore di cointegrazione ottenuto compare con un coefficiente significativamente diverso da zero (pari a -0.212) nella sola equazione del tasso di disoccupazione. Possiamo pertanto stimare nuovamente il sistema (ora ridotto ad una sola equazione) nelle variazioni condizionandolo rispetto a tali variabili ed eliminare progressivamente i termini che sulla base dei consueti test *t* e *F* risultano non significativi: il numero dei parametri da stimare si riduce a 11, con un evidente vantaggio in termini di gradi di libertà. In tabella 11 presentiamo il modello parsimonioso finale, comprensivo della dinamica di breve periodo: la dinamica di breve periodo sembra rispondere alla variazione, tra *t* e (*t-1*), della densità sindacale, alle variazioni del tasso di cambio reale effettivo nei due periodi immediatamente precedenti (con un effetto netto positivo), alla

¹⁹ Nella VECM non è stata posta alcuna restrizione su *a*, dimodochè ciascuna equazione contenga lo stesso insieme di regressori e dunque il metodo dei Minimi Quadrati Ordinari produca stime efficienti.

variazione tra ($t-2$) e ($t-1$) del tasso di interesse reale. Il basso valore del coefficiente di aggiustamento suggerisce che solo una percentuale molto ridotta del disequilibrio (pari al 26%) viene rimossa ogni anno²⁰; in Cross *et al.* (1999) questo stesso coefficiente è pari all'86%.

Tabella 10
Stima del VAR in forma ECM

	Singole equazioni			
	<i>DLu</i>	<i>DLUD</i>	<i>DHlreer</i>	<i>DHr</i>
$F_{AR(2,25)}^{(a)}$	1.107 [0.3463]	0.657 [0.5270]	3.295 [0.0537]	1.884 [0.1730]
$c_{nor}^2(2)^{(b)}$	0.116 [0.9438]	3.719 [0.1557]	1.059 [0.5889]	2.38 [0.3042]
$a_i^{(c)}$	-0.212	-0.02	0.007	2.183
t-value	-2.954 [0.0064]	-0.676 [0.5048]	1.956 [0.0609]	0.152 [0.8801]

Intero sistema:

$$F_{AR(32,60)}^{(a)} = 0.961 \quad [0.5377]$$

$$c_{nor}^2(8)^{(b)} = 8.966 \quad [0.3451]$$

$$F_{het}(130,48) = 0.321 \quad [1.0000]$$

(a) test per l'autocorrelazione dei residui fino al secondo ordine (p-value tra parentesi);

(b) test per la normalità dei residui (p-value tra parentesi);

(c) test per la significatività dei regressori a livello di sistema (p-value tra parentesi);

²⁰ Tale valore conferma il risultato ottenuto nella fase di stima dello spazio di cointegrazione, dove

Tabella 11
Modello finale^(a)

$$\Delta Lu_t = - \underset{(0.33)}{1.5} \Delta LUD_t + \underset{(3.13)}{7.05} \Delta Hlree_t - \underset{(1.59)}{3.41} \Delta Hlree_{t-1} + \underset{(0.0006)}{0.002} \Delta Hr_{t-1} - \underset{(0.05)}{0.26} CI_{t-1} + \underset{(0.07)}{0.03} Dummy\# + \underset{(0.08)}{0.18} DummyUD - \underset{(0.07)}{0.20} Dummyree + e_t$$

$$F_{AR}(2,24) = 1.343 \quad [0.2799]^{(b)}$$

$$C_{nor}^2(2) = 3.3596 \quad [0.1864]^{(c)}$$

$$F_{het}(15,10) = 0.506 \quad [0.8868]^{(d)}$$

- (a) Standard error tra parentesi. *CI* rappresenta il termine di correzione dell'errore, vale a dire la serie storica degli scostamenti tra i valori effettivi e i valori desiderati definiti nella [4.8];
 (b) test per l'autocorrelazione dei residui fino al secondo ordine (p-value tra parentesi);
 (c) test per la normalità dei residui (p-value tra parentesi);
 (d) test per l'eteroschedasticità dei residui (p-value tra parentesi)

Il modello ha pertanto due interessanti implicazioni. La prima riguarda l'isteresi del Nairu secondo la definizione data nel paragrafo 1: il tasso di disoccupazione di equilibrio si muove nel tempo non solo in funzione di cambiamenti nella *struttura* del mercato del lavoro, ma anche in funzione degli shocks (non dominati) a variabili di domanda; queste ultime sono dunque in grado di incidere sul tasso di disoccupazione corrente e, attraverso questo, sul valore di lungo periodo. La seconda implicazione è in termini di *persistenza*: il tasso di disoccupazione effettivo converge all'equilibrio (che, ripetiamo, tende esso stesso a variare nel tempo per effetto del medesimo tipo di shocks) solo molto lentamente.

3 Conclusioni

L'introduzione dell'isteresi quale strumento di analisi della dinamica della disoccupazione va nella direzione del superamento della visione ergodica dell'evoluzione del sistema economico e nel riconoscimento del ruolo cruciale svolto dal tempo storico nel modificare in modo continuo e irreversibile l'ambiente in cui gli agenti in ogni istante formulano razionalmente le proprie decisioni. I risultati empirici presentati in questo lavoro vogliono essere un tentativo di guardare a questo modo diverso di spiegare l'economia; un tentativo ancora acerbo ma riteniamo di qualche interesse, data la riconosciuta difficoltà di introdurre in modo sostanziale il tempo storico nei modelli teorici e dunque nelle relative applicazioni empiriche, difficoltà testimoniata, usando le parole di Samuelson,

$\alpha_{Lu}=0.30$.

dall'«uncomfortable feeling²¹» che assale l'economista al pensiero che la dinamica dell'equilibrio possa dipendere dalla transizione verso di esso.

Accanto all'analisi di stazionarietà del tasso di disoccupazione (fornendo così risultati comparabili con quelli proposti dai primi contributi sulla verifica empirica dell'ipotesi di isteresi) e al calcolo del grado di persistenza degli effetti di uno shock transitorio, il presente lavoro cerca di compiere un passo in avanti rispetto agli studi che verificano la presenza di una radice unitaria nell'ambito di una rappresentazione autoregressiva del processo generatore dei dati, dove l'isteresi del tasso di disoccupazione si configura come un caso particolare, da verificare entro un contesto lineare, di un fenomeno la cui natura da un punto di vista teorico può essere meglio descritta in termini non lineari; in questo senso, l'obiettivo è quello di proporre una verifica empirica alternativa che consenta di ridurre il divario tra il concetto teorico di isteresi e il suo corrispondente empirico. Dall'analisi risulta che gli estremi non dominati del tasso di interesse reale e del tasso di cambio reale, selezionati applicando alle serie l'indice di isteresi descritto in Piscitelli *et al.* (1999), appartengono ad una relazione di cointegrazione per il tasso di disoccupazione: emerge dunque un ruolo significativo delle variabili di domanda nell'influenzare, secondo una relazione non lineare, il tasso di disoccupazione di equilibrio.

²¹ Merton, R. C. (1972), pp. 440-441.

Riferimenti bibliografici

- Amable, B., Henry, J., Lordon, F. e Topol, R. (1993), "Unit Root in the Wage-Price Spiral Is Not Hysteresis in Unemployment", *Journal of Economic Studies*, 20, pp. 123-135;
- (1995a), "Hysteresis Revisited: a Metodological Approach", in R. Cross (a cura di), *The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis*, Cambridge U.P., pp. 153-180;
- (1995b), "Weak and Strong Hysteresis: an Application to Foreign Trade", *Economic Notes*, 24 (2), pp. 353-374;
- Baldwin, R. e Krugman, P. (1989), "Persistent Effect of Large Exchange Rate Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, 104 (4), pp. 635-654;
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L., Stock, J. H. (1992), "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Teory and International Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, pp. 271-287;
- Blanchard, O. J. E Summers, L. H. (1986), "Hysteresis and the European unemployment problem", in S. Fisher (a cura di), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MIT Press, pp. 15-78;
- Blanchard, O. J. e Wolfers, J. (1999), "The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence", Harry Johnson lecture;
- Brunello, G., Lupi, C. e Ordine, P. (2000), "Regional Disparities and the Italian Nairu", *Oxford Economic Papers*, 52, pp.146-177;
- Campbell, J.Y. e P. Perron (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", in O. J. Blanchard e S. Fisher (a cura di), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MIT Press, pp. 141-201;
- Cheung, Y. e Lai, K. S. (1993), "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, pp. 313-328;
- Cochrane, J. H. (1988), "How Big is the Random Walk in GNP?", *Journal of Political Economy*, 96, pp. 893-920;
- Cross, R. (1993), "On the Foundations of Hysteresis in Economic Systems", *Economics and Philosophy*, 9(1), pp. 53-74;
- (1994), "The Macroeconomic Consequences of Discontinuous Adjustment", *Scottish Journal of Political Economy*, 41, No.2, pp.212-221;
- (1995), "Is the Natural Rate Hypothesis Consistent with Hysteresis?", in R. Cross (a cura di), *The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis*, Cambridge U. P., pp. 181-200;
- Cross, R., Darby, J. e Ireland J. (1997a), "Hysteresis and Ranges or Intervals for Equilibrium Unemployment", EUI Robert Schuman Centre working paper No. 46;

- Cross, R., Darby, J., Ireland, J. e Piscitelli, L. (1999), "Hysteresis and Unemployment: a Preliminary Investigation", paper provided by Society for Computational Economics in its series Computing in Economics and Finance No. 721;
- Dixit, A. (1989), "Hysteresis, Import Penetration and Exchange Rate Pass-Through", *Quarterly Journal of Economics*, 104 (2), pp. 205-228;
 - (1992), "Investment and Hysteresis", *Journal of Economic Perspectives*, 6 (1), pp. 107-132;
- Fabiani, S., Locarno, A., Oneto, G. e Sestito, P. (1999), "The Sources of Unemployment Fluctuations: an Empirical Application to the Italian Case", mimeo;
- Fachin, S. e Cicchetti, M. (1994), "Trend, Passeggiate Aleatorie e Cambiamenti Strutturali: l'Economia Italiana dagli Anni '50 ad Oggi", *Note Economiche*, No. 3, pp. 543-571;
- Göcke, M. (1994), "An Approximation of the Hysteresis-Loop by linear Partial Functions – Econometric Modelling and Estimation", *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 213/5, pp. 572-596;
- Hakkio, C. S. e Rush, M. (1991), "Cointegration: How Short is the Long Run?", *Journal of International Money and Finance*, 10, pp. 571-581.
- Hughes Hallett, A. e Piscitelli, L. (1998), "Testing for Hysteresis Against Nonlinear Alternatives", ICMM Discussion Paper Series in Economic Modelling, No. 53, University of Strathclyde;
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. e Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, No. 1, pp. 159-178;
- Krasnosel'skii, M. A. e Pokrovskii, A. (1989), *Systems with Hysteresis*, Springer-Verlag;
- Mayergoyz, I. D. (1991), *Mathematical Models of Hysteresis*, Springer-Verlag;
- Merton, R. C. (1972), *The Collected Scientific Paper of P. Samuelson*, vol. III, MIT Press, Massachusetts;
- Mitchell, W. F. (1993), "Testing for Unit Roots and Persistence in OECD Unemployment Rates", *Applied Economics*, 25, pp. 1489-1501;
- Preisach, P. (1938), "Über die magnetische Nachwirkung", *Zeitschrift für Physik*, 94, pp. 277-302;
- Piscitelli, L. (1999), "A Time Series Analysis of Hysteresis Variables", mimeo;
- Piscitelli, L., Cross, R., Grinfeld, M. e Lamba, H. (1999), "A Test for Strong Hysteresis", di prossima pubblicazione su *Computational Economics*;
- Piscitelli, L., Grinfeld, M., Lamba, H., Cross, R. (1999), "On Entry and Exit in Response to aggregate Shocks", *Applied Economics Letters*;

Reimers, H. E. (1992), “Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration”, *Statistical Papers*, 33, pp. 335-359;

Roberts, J. M. e Morin, N. J. (1999), “Is Hysteresis Important for U.S. Unemployment?”, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Paper No. 56;

Roed, K. (1996), “Unemployment Hysteresis – Macro Evidence from 16 OECD Countries”, *Empirical Economics*, 21, pp. 589-600.