

Luiss

Libera Università
Internazionale
degli Studi Sociali
Guido Carli

CeMASM

Centro Mario Arcelli
di Studi Monetari
Quaderno di Ricerca n. 1/2005

**Isteresi, domanda aggregata, trend stocastici comuni in un modello di
range di tassi di disoccupazione di equilibrio**

Carlo Di Giorgio

Isteresi, domanda aggregata, trend stocastici comuni in un modello di *range* di tassi di disoccupazione di equilibrio

di
Carlo Di Giorgio*

Sommario

Negli ultimi decenni molte economie europee hanno sofferto di persistenti alti tassi di disoccupazione, generalmente considerati come il risultato combinato di shock macroeconomici e rigidità istituzionali. In tale contesto, il fenomeno dell'isteresi significa che shock temporanei danno luogo a variazioni permanenti nel livello di disoccupazione, il cui risultato è la forte dipendenza dalla sua storia passata, che assume così la forma di *path-dependence*. Questo fenomeno comporta mutamenti del NAIRU, ma anche che, sotto certe condizioni di funzionamento dei mercati, possano verificarsi equilibri multipli macroeconomici connessi con un *range* di tassi di disoccupazione di equilibrio. Da ciò ne consegue che politiche di *demand management* esercitano effetti reali permanenti sull'output e sulla disoccupazione anche nel lungo periodo, determinando persistenza nel tasso di disoccupazione e causando la possibilità di passaggi da un equilibrio stazionario ad un altro entro il *range* dei NAIRU. Nel lavoro si analizzano i fatti stilizzati del mercato del lavoro italiano, tentandone un'interpretazione sulla base di un modello VAR strutturale con vincoli di cointegrazione, dal quale ne deriva una rappresentazione di *common stochastic trends* in cui si studia il comportamento del sistema sia nelle sue componenti cicliche che permanenti. Vengono esaminate le evoluzioni dinamiche di breve e lungo periodo del sistema. Shock temporanei ai trend stocastici hanno effetti permanenti, mentre fluttuazioni di breve periodo sono guidate sia da shock di trend che da shock puramente transitori. In tal senso, le componenti cicliche e strutturali della disoccupazione sono correlate, ma anche distinguibili.

JEL classification: C32, E24, E31

Keywords: common trends, demand management, inflation, range of NAIRU, unemployment.

* CeMASM - Università Luiss Guido Carli

Indice

1. Introduzione	3
2. Il fenomeno dell'isteresi nella disoccupazione	4
3. Mercati di clientela e <i>range</i> di equilibri macroeconomici	8
4. Modelli di trend stocastici comuni e dinamica macroeconomica di breve e lungo periodo	16
5. Isteresi, domanda aggregata, trend comuni nel mercato del lavoro italiano	22
5.1 Introduzione	22
5.2 Un modello del mercato del lavoro	23
5.3 Un semplice test di verifica di esistenza di mercati di clientela	26
5.4 I risultati empirici	28
5.4.1 Le relazioni di <i>steady state</i>	28
5.4.2 Identificazione degli shock permanenti e transitori	37
5.4.3 Scomposizione dell'errore di previsione della varianza	48
6. Conclusioni	50
Riferimenti bibliografici	53
Appendice	58

1. Introduzione

Il presente lavoro è basato fondamentalmente sullo studio della dinamica del mercato del lavoro, facendo riferimento al fenomeno dell'isteresi nella disoccupazione e a modelli di *customer markets* ed alla possibilità che nel contesto di tali modelli possano verificarsi equilibri multipli macroeconomici, nei quali si cerca di evidenziare la possibilità che le politiche di gestione della domanda possano avere un'efficacia sul prodotto e sulla disoccupazione anche nel lungo periodo. Il lavoro è organizzato come segue. Nel secondo paragrafo vi è un'introduzione alla nozione di isteresi e alle varie distinzioni che la contraddistinguono, facendo riferimento ad alcuni modelli presentati in letteratura, alla quale segue, nel terzo paragrafo, un'introduzione ai fondamenti microeconomici dei mercati di clientela, e alla possibilità di registrare *range* di equilibri macroeconomici connessi con tassi di disoccupazione che non accelerano l'inflazione (NAIRU). Entro questo intervallo, per le imprese è conveniente non modificare il prezzo del prodotto quando si verifica una variazione del loro costo marginale, pertanto, si apre la possibilità per i *policy makers* di potere intervenire con politiche di domanda aggregata senza che possano verificarsi tensioni inflazionistiche, e la possibilità che a causa del fenomeno dell'isteresi possano incidere anche sul tasso di disoccupazione di equilibrio. Nel quarto paragrafo viene presentato il modello econometrico di riferimento legato ai concetti di integrazione, cointegrazione e di quello, a quest'ultima collegata, dei *common stochastic trends*, metodologie molto utili per lo studio della dinamica dei cicli economici e del lungo periodo. Il quinto paragrafo tratta principalmente dei fatti stilizzati del mercato del lavoro italiano, tentandone un'interpretazione sulla base di un modello VAR strutturale con vincoli di cointegrazione, e dal quale ne deriva un modello di trend stocastici comuni in cui si analizza il comportamento del sistema sia nelle sue componenti cicliche che permanenti o di trend. Vengono esaminate le evoluzioni dinamiche di breve e lungo periodo del sistema, sia attraverso lo studio delle matrici dei moltiplicatori di impatto sia attraverso le funzioni di risposta all'impulso delle variabili economiche soggette a shock esogeni delle innovazioni delle componenti di natura transitoria e permanenti del modello stesso. Il sesto paragrafo trae le conclusioni sui risultati più interessanti del presente lavoro, che riteniamo possano ravvisarsi, da una parte nella specificazione di un modello del mercato del lavoro italiano con questo tipo di metodologia di cointegrazione/trends comuni, la quale permette una migliore distinzione degli effetti di shock di domanda dagli effetti di shock di offerta rispetto ad altri modelli con altre caratteristiche metodologiche, dall'altra i risultati dell'analisi sembra possano condurre all'aver individuato due distinte fonti di isteresi nella disoccupazione e le relative cause che le hanno prodotte, inoltre un altro punto interessante di questo tentativo di interpretazione di fatti stilizzati,

crediamo possa ricercarsi nel risultato che, sotto certe condizioni, politiche di gestione della domanda possano avere degli effetti permanenti sulle variabili reali anche nel lungo periodo.

2. Il fenomeno dell'isteresi nella disoccupazione

Nella maggior parte della letteratura economica, ad eccezione di qualche recente diversa impostazione, si può notare un'attitudine prevalente verso uno studio separato della dinamica economica di breve e lungo periodo, ovvero dei cicli economici e della crescita. Generalmente, la maggior parte degli economisti tende a considerare minimamente i processi con i quali i movimenti di breve periodo contribuiscono a determinare il trend di crescita e viceversa, considerando quest'ultimo esogenamente determinato dalla dinamica del progresso tecnico e della popolazione. Solo recentemente, dagli anni '80 in poi, è iniziato tutto un filone di ricerca economica relativo alla crescita endogena, relativa al capitale umano e al progresso tecnico endogeno, sebbene ancora in un contesto di separazione di analisi delle fluttuazioni cicliche e di lungo periodo. In risposta alle critiche mosse all'approccio keynesiano dalla letteratura della Nuova Macroeconomia Classica, con i cosiddetti Cicli Economici in Equilibrio, introdotti da Lucas (1975), e dei Cicli Economici Reali, che seguì dopo il lavoro introduttivo di Kydland e Prescott (1982), paradigmi, come è noto, basati su fatti stilizzati del sistema economico assunto con mercati in concorrenza perfetta o *market clearing* e comportamento razionale degli agenti, la Nuova Economia Keynesiana (NEK)¹ ha focalizzato la sua attenzione sulla presenza di prezzi e salari vischiosi, sia nel mercato dei beni, del lavoro e dei mercati finanziari. Alla base di tale scuola di pensiero, vi è la consapevolezza che l'incertezza, asimmetrie informative, i fallimenti di coordinamento e dei mercati in generale, costituiscono il funzionamento tipico delle economie capitalistiche sviluppate, nelle quali il sistema finanziario interagisce con la parte reale dell'economia, influenzandone profondamente il suo comportamento, cercando quindi di microfondare l'analisi macroeconomica in un contesto di mercati operanti in concorrenza imperfetta. Gli agenti pur attuando comportamenti massimizzanti in modo razionale o quasi razionale, in presenza di rigidità nominali e reali microfondate, tendono a determinare equilibri macroeconomici subottimali con disoccupazione involontaria. In tale contesto, pertanto, il mercato del lavoro presenta delle rigidità salariali, le quali, come è noto, vengono spiegate dai modelli di "contratti impliciti", "salari di efficienza", *adverse selection*, *insider-outsider*, o da modelli di sindacato, in cui si analizza e si danno giustificazioni teoriche alla disoccupazione involontaria, la quale mostra un carattere di persistenza. Nell'ambito di questi contributi teorici, assume un'importanza relativa l'approccio che connette disoccupazione e rigidità del salario reale a fenomeni di isteresi sia derivanti da comportamenti distinti tra lavoratori *insider* e *outsider*, avendo

¹ Per una rassegna sull'approccio della Nuova Economia Keynesiana, cfr. tra gli altri, Mankiw e Romer (1991), Messori (a cura di) (1996).

i primi un'incidenza maggiore nella determinazione del salario, e contribuendo a determinare un fenomeno di persistenza della disoccupazione nel lungo periodo, sia derivanti da altre cause che ne determinano una realizzazione caratterizzata maggiormente nel breve-medio periodo.

A volte il tasso di disoccupazione naturale e il NAIRU vengono utilizzati come sinonimi, e sebbene la determinazione del NAIRU avvenga in un contesto diverso da quello del tasso naturale monetarista, per il fatto che si determina in un ambito di funzionamento dei mercati in concorrenza imperfetta, in cui i sindacati dei lavoratori hanno un certo potere di contrattazione salariale e le imprese hanno un grado di monopolio nella decisione dei prezzi, l'esistenza di un unico tasso di disoccupazione compatibile con un'inflazione costante ha una certa analogia con il tasso di disoccupazione naturale per ciò che riguarda le politiche di *demand management*. Tali politiche continuano ad essere inefficaci nel lungo periodo, riproponendo una curva di Phillips verticale nel lungo periodo, e quindi l'efficacia delle politiche economiche è limitata alla stabilizzazione delle fluttuazioni del tasso di disoccupazione effettivo intorno al NAIRU, in un contesto dove prezzi e salari sono vischiosi e dunque possono divergere temporaneamente dai valori di equilibrio, consentendo di spiegare come possa esistere disoccupazione involontaria. Su tali meccanismi di funzionamento dei mercati, come si è detto, c'è una letteratura estesa del filone di ricerca NEK che tratta sulla presenza di costi di listino, dei mercati di clientela, dei contratti scaglionati, *efficiency wages*, in cui si contribuisce a ridare un ruolo importante alla politica economica, ma le politiche di gestione della domanda non sono ancora in grado di influenzare l'equilibrio di lungo periodo del sistema economico. Se, con l'introduzione del concetto di isteresi, si ipotizza che la disoccupazione di natura ciclica possa portare a mutamenti della disoccupazione strutturale, la gestione della domanda aggregata, potendo modificare la posizione relativa delle curve del salario reale contrattato (BRW) e del salario reale determinato dal prezzo (PRW), può incidere sulla determinazione del NAIRU e quindi può avere un ruolo determinante non solo nel breve ma anche nel lungo periodo.

In anni più recenti, stime del tasso di disoccupazione di equilibrio in vari paesi si sono mostrate essere molto vicine ai tassi di disoccupazione effettivi, i quali in alcuni periodi hanno mostrato una mancanza di *trade-off* con il tasso di inflazione, ovvero pur in presenza di disoccupazione quasi costante, non si è osservata una diminuzione continua dell'inflazione. L'aumento del tasso di disoccupazione di equilibrio congiuntamente a quello della disoccupazione effettiva, ha dato luogo anche a spiegazioni di tipo esogeno, in base alle quali l'aumento del NAIRU sarebbe stato causato sia dall'aumento del potere e della *membership* sindacale, sia a fattori di shock dal lato dell'offerta dovuti agli aumenti dei prezzi petroliferi. Per ciò che concerne il potere sindacale, non sembra che possa fornire una spiegazione convincente del fenomeno, visto che sin dagli anni ottanta questi è

diminuito, provocando quindi un indebolimento sindacale, anche per la crescente apertura internazionale delle economie, e quindi per una maggiore competitività internazionale alla quale devono sottostare le imprese. Per quanto riguarda gli aumenti del prezzo del petrolio, se si escludono gli ultimi periodi di tensioni nei mercati delle materie prime, sin dagli anni ottanta si sono avuti continui declini dei prezzi petroliferi (Carlin e Soskice, 1990).

Una spiegazione endogena della spiegazione del fenomeno del tasso di equilibrio che segue il tasso di disoccupazione effettivo, è quella legata alla nozione di isteresi, per la quale il tasso di disoccupazione di equilibrio dipende dalla storia effettiva o dal sentiero della disoccupazione, cioè è dipendente dal suo percorso. La teoria dell'isteresi è basata sull'ipotesi che shock ciclici possono influenzare la parte strutturale della disoccupazione, ovvero che una parte della disoccupazione ciclica generata da una passata contrazione economica è convertita in disoccupazione strutturale, pertanto questo fenomeno può comportare la possibilità che diminuzioni della domanda aggregata possano avere avuto l'effetto di far incrementare il tasso di disoccupazione di equilibrio, ovvero, politiche di contrazione della domanda effettiva che aumentano il tasso di disoccupazione, influenzano il tasso compatibile con un'inflazione stabile sostenibile dal sistema economico. Tassi di disoccupazione stabili o crescenti degli ultimi anni, in particolar modo nei paesi europei, hanno messo in dubbio l'esistenza di un unico tasso di equilibrio di disoccupazione, suggerendo l'idea esposta in precedenza che il tasso di equilibrio, almeno fino ad un certo punto, segua il tasso attuale. L'ipotesi di isteresi implica una risposta asimmetrica della disoccupazione in accordo allo stato dell'economia, in quanto reagisce fortemente a rallentamenti economici, mentre diminuisce lentamente in caso di shock positivi. Il concetto di isteresi è invariabilmente associato con modelli economici dinamici, nei quali si possono denotare situazioni in cui shock transitori possono avere effetti permanenti.

Seguendo Røed (1997), considerando un modello economico dinamico in tempo discreto, in cui il tasso di disoccupazione è espresso solo in funzione di variabili esogene e dei valori ritardati dello stesso:

$$2.1) \quad u_t = f(U_{t-1}, y_t, x_t, X_{t-1})$$

Il modello genera un tasso di disoccupazione non soggetto ad isteresi se e soltanto se:

$$2.2) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} u_t \mid U_{t-1}, X_{t-1} = u(x, y)$$

ovvero il tasso di disoccupazione converge ad un valore che è indipendente dal comportamento passato del sistema. In questo caso il modello genera un tasso di disoccupazione di equilibrio indipendente dal sentiero, ma non necessariamente costante. Pertanto, se la 2.2) è violata, il sistema

esibisce isteresi e genera un tasso di equilibrio *path dependent*, e in questo caso ogni shock transitorio può avere effetti permanenti sulla disoccupazione. Il termine isteresi è stato formalmente eguagliato alla presenza di una radice unitaria nel sistema dinamico lineare, o radice nulla se il sistema è specificato in tempo continuo (Giavazzi e Wyplosz (1985)), ad esempio che una variabile dipende da una combinazione di valori propri passati, la cui somma dei coefficienti è pari a uno. Concordemente con l'ipotesi di isteresi, è possibile che il tasso di disoccupazione rimanga ad un nuovo e più alto livello indefinitamente nonostante tutte le cause che hanno portato a quell'incremento siano state rimosse. Una spiegazione sulle cause dell'isteresi, più che sul modo con cui può essere modellata, costituisce probabilmente una delle critiche più fondamentali verso il concetto di equilibrio economico generale walrasiano: un periodo di alta disoccupazione ciclica, e quindi transitoria, può cambiare permanentemente le preferenze delle persone verso il lavoro, consumo e tempo libero, e quindi alterare alcune delle caratteristiche strutturali fondamentali sottostanti qualsiasi teoria della disoccupazione di equilibrio. Pertanto, qualsiasi deviazione dall'equilibrio attuale può causare uno spostamento dello stesso equilibrio.

Seguendo la definizione di Carlin e Soskice², si possono definire due concezioni di isteresi. Una definizione di isteresi pura, in base alla quale non esiste un unico NAIRU di lungo periodo, in quanto mutamenti della domanda aggregata provocano spostamenti della disoccupazione effettiva, e con un certo ritardo questo provoca lo spostamento anche del tasso di equilibrio: la politica di *demand management* da parte dei decisori di politica economica, è in grado di influenzare la disoccupazione sia nel breve periodo sia nel lungo periodo attraverso modificazioni del tasso disoccupazione di equilibrio, con effetti permanenti sullo stesso. L'altra definizione di isteresi è basata sul fatto che c'è un unico tasso tendenziale di disoccupazione di equilibrio, pertanto variazioni del tasso corrente di disoccupazione provocano spostamenti di quello di equilibrio di medio periodo, e soltanto gradualmente il sistema economico riporterà il tasso di equilibrio verso il suo livello di lungo periodo, provocando quindi spostamenti temporanei da quest'ultimo.

L'idea che l'isteresi nella disoccupazione possa derivare dalla determinazione salariale dominata dagli *insiders* fu sviluppata da Blanchard e Summers (1986) e Gottfries e Horn (1987). Le assunzioni base sottostanti tali modelli sono che la determinazione del salario è dominata dagli interni, cioè quelli correntemente o recentemente occupati, e che questi lavoratori interni non sono sostituiti con gli esterni, con i lavoratori disoccupati. Il fenomeno dell'isteresi ne deriva poiché il salario ottimale dell'*insider* dipende dal numero di lavoratori interni, il quale dipende dall'occupazione passata che si ipotizza essere soggetta ad un processo *random walk*.

² Cfr. Carlin e Soskice (1990).

Un punto fondamentale dell'analisi è che esiste un'asimmetria nel processo di determinazione del salario tra lavoratori interni occupati e lavoratori esterni che aspirano ad ottenere un posto di lavoro. Gli esterni non hanno il diritto di intervenire, e i salari sono determinati per assicurare il lavoro agli interni. In presenza di shock avversi, ad esempio, che riducono l'occupazione, alcuni lavoratori perdono la loro condizione di interni, e il nuovo gruppo più piccolo di interni determinerà il salario in modo tale da mantenere questo nuovo livello di occupazione. L'occupazione e la disoccupazione non mostrano una tendenza a ritornare al loro valore precedente allo shock, ma sono determinati invece dalla storia degli shock. L'osservazione della realtà evidenzia un alto grado di persistenza nella disoccupazione, esibendo una tendenza di quest'ultima a seguire un *random walk*, cioè un processo non stazionario, che ha la caratteristica di non essere *mean-reverting*, e questo significa che non presenta la tendenza a muoversi in modo preferenziale verso il suo valore atteso.

Lindbeck e Snower (1988), danno una spiegazione microeconomica al potere di mercato degli *insiders*: le imprese che vogliono assumere nuovi lavoratori al posto degli interni, devono affrontare dei costi associati con la sostituzione dei lavoratori esistenti con quelli nuovi, dovuti all'assunzione, addestramento e licenziamento. Quindi, nonostante il salario degli interni sia aumentato significativamente al di sopra del salario di riserva degli *outsiders*, può continuare ad essere conveniente per l'impresa mantenere l'attuale forza lavoro. Se i costi di assunzione, addestramento e licenziamento non sono abbastanza alti da scoraggiare l'azienda dal sostituire i lavoratori attuali con quelli nuovi, gli *insiders* possono aggiungere a quei costi il rifiuto di cooperare con i nuovi occupati o rendere loro la vita difficile nel posto di lavoro, e le associazioni sindacali possono avere un ruolo importante nel mantenere i costi di sostituzione a livelli sufficientemente elevati.

3. Mercati di clientela e *range* di equilibri macroeconomici

Se si ipotizzano equilibri multipli nel sistema economico, è possibile che questi possa muoversi da un equilibrio ad un altro.

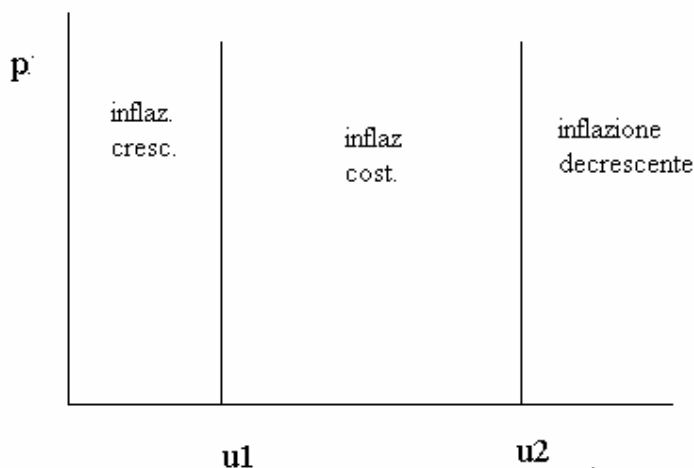


Fig. 3.1 – range di NAIRU

Ad esempio, dalla figura 3.1, se consideriamo che i due punti u_1 e u_2 delimitano due curve di Phillips di lungo periodo, possiamo notare che u_1 è il più basso livello di disoccupazione, u_2 è associato al più basso livello di occupazione. Per tassi di disoccupazione tra u_1 e u_2 , non ci sono forze di disequilibrio che causano la variazione del tasso di inflazione, pertanto questa tenderà a rimanere costante per qualsiasi livello di disoccupazione compreso tra i due valori, solo al di fuori di questi livelli che le forze del sistema causeranno variazioni dell'inflazione.

Generalmente, per vari motivi legati anche ai costi di ricerca, gli acquirenti non cercano tra i potenziali offerenti prima di ogni acquisto, ma gli acquirenti frequentano o sono clienti abituali di un particolare venditore e compiono azioni di ricerca con una frequenza relativamente bassa. I consumatori acquistano generalmente allo stesso supermercato giornalmente, e solo occasionalmente campionano i prezzi offerti da altri supermercati. L'azione di ricerca da parte dei consumatori è particolarmente infrequente relativamente alla frequenza di acquisto di generi di consumo più comuni³. L'aspetto della bassa frequenza di ricerca, relativamente alla frequenza di acquisto è una caratteristica cruciale di un mercato di clientela, in quanto tale ipotesi, causando risposte asimmetriche da parte della clientela rispetto ad incrementi o diminuzioni di prezzo, implica una discontinuità verticale nella curva del ricavo marginale al livello di vendite corrispondente. Una discontinuità nella curva del ricavo marginale può generare un *range* di equilibri

³ Analisi teoriche entro una struttura di mercati di clientela sono state studiate da Okun (1981), Stiglitz (1979,1989), McDonald (1990, 1995).

macroeconomici. L'impresa avrà una tendenza ad assicurare una continuità della propria politica di prezzo e qualità, in quanto induce maggiormente gli acquirenti a fare affidamento sull'esperienza passata, e a tornare quindi ad effettuare gli acquisti presso di essa; per il venditore, pertanto, vi è un incentivo a mantenere costante il prezzo e ad assicurare la stessa qualità del prodotto (De Vincenti, 2001). Dal punto di vista dei consumatori, un simile comportamento dell'impresa evita di riprendere l'attività di ricerca di nuovi venditori che praticano un prezzo migliore, e quindi riduce i costi di transazione. In un contesto di mercati di clientela, dove l'incremento di vendite conseguente ad una diminuzione di prezzo è graduale, a causa, come abbiamo visto, sia di informazione asimmetrica, sia di minore frequenza di azioni di ricerca da parte degli acquirenti. Una riduzione di prezzo da parte dell'impresa, infatti, causerà una risposta più lenta delle vendite, poiché gli acquirenti di altri venditori, non rivolgendosi a questa impresa verranno a conoscenza dell'abbassamento di prezzo soltanto gradualmente, attraverso la pubblicità o quando effettuano un'azione di ricerca. Pertanto, la curva del ricavo marginale in un *customer market* è discontinua. Questa discontinuità crea un vischiosità dei prezzi, in quanto una variazione del costo marginale o della domanda possono non causare alcuna variazione del prezzo che massimizza il profitto, se queste nuove curve attraversano il tratto di discontinuità del ricavo marginale, ovvero se si muovono entro i limiti dell'ampiezza del *range*.

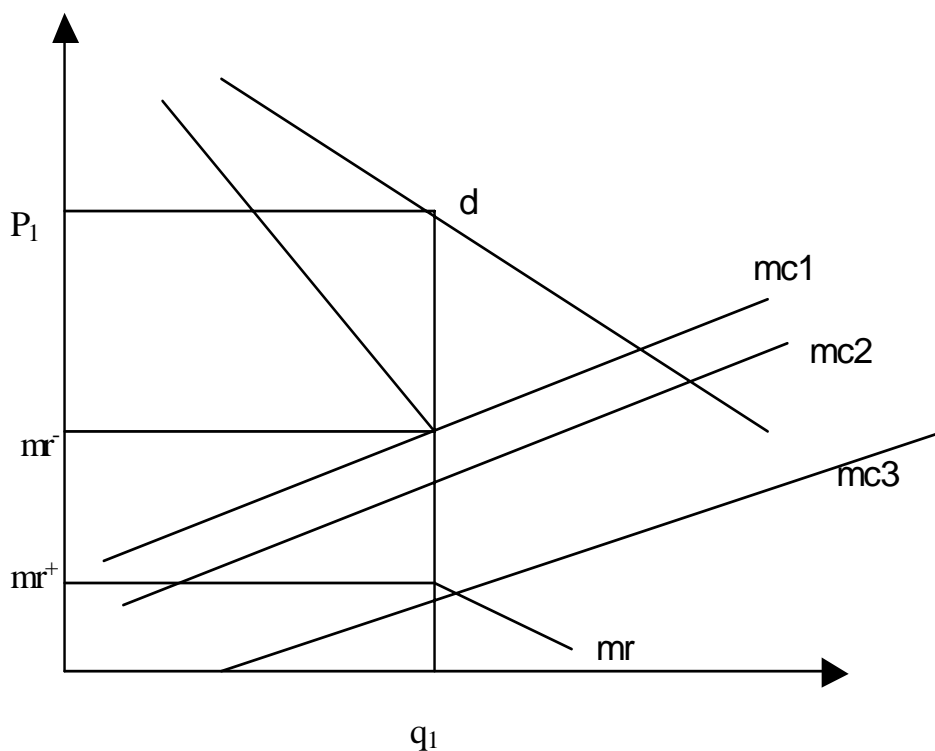


Figura 3.2

Come possiamo notare dalla figura 3.2, se si verifica una diminuzione dei prezzi alla produzione, i prezzi che pagano i venditori, si verificherà un abbassamento della curva del costo marginale da mc_1 a mc_2 . Con questa nuova curva del costo marginale pari a mc_2 , il livello di output e il prezzo che massimizzano il profitto per le imprese venditrici rimane q_1 e p_1 , poiché la curva del costo marginale interseca la curva del ricavo marginale entro la discontinuità, pertanto, in questo caso, il prezzo al consumo è vischioso. Se il prezzo alla produzione fosse diminuito di un ammontare sufficiente a generare una curva di costo marginale pari a mc_3 , la quale interseca la curva del ricavo marginale fuori della discontinuità, l'impresa venditrice sarebbe stata indotta a diminuire il prezzo e ad attendersi un graduale incremento delle vendite, mentre per qualsiasi costo marginale che cade entro il *range* di valori tra mr^+ e mr^- al livello di output di q_1 , il prezzo che massimizza il profitto è sempre p_1 , e questa vischiosità dei prezzi non deriva dalla visione della teoria tradizionale in cui la curva del ricavo marginale è continua. La discontinuità nella funzione del ricavo dell'impresa può anche essere causata da un'asimmetria tra la clientela dell'impresa e i suoi potenziali clienti nel recepire informazioni sul prezzo praticato dall'impresa, (Stiglitz, 1979, Okun, 1981, McDonald, 1995). L'idea base di questo effetto di asimmetria è che la clientela esistente impara in modo relativamente veloce sui cambiamenti di prezzo dell'impresa; i clienti potenziali, che appartengono ad altre imprese, imparano in modo relativamente più lento su questi cambiamenti. Questa asimmetria implica un'asimmetria nella risposta delle vendite ad incrementi di prezzo rispetto a diminuzioni di prezzo. Incrementi di prezzo indurranno più rapidamente la clientela esistente ad acquistare da altre imprese, causando un rapido decremento delle vendite; diminuzioni di prezzo condurranno solo ad un lento incremento di nuova clientela e delle vendite, in quanto i clienti potenziali, a causa del costo informativo, riceveranno solo lentamente le informazioni sulle diminuzioni di prezzo. Può essere dimostrato che con una curva del ricavo marginale discontinua, lo stesso ragionamento che porta ad una vischiosità dei prezzi, può essere adottato anche per una variazione della domanda aggregata.

Nella teoria economica standard dell'impresa, la risposta delle vendite a variazioni nel prezzo è assunto che avvenga istantaneamente. E' ampiamente riconosciuto che nella realtà la risposta delle vendite a variazioni di prezzo è graduale e vischiosa. La ricerca può anche avvenire, ma la caratteristica cruciale, come si è accennato, è che la frequenza di ricerca è minore della frequenza di acquisto. Una volta deciso quale sarà il miglior venditore dal quale acquistare, gli acquirenti saranno clienti abituali di quel venditore, acquistandone i prodotti ripetutamente. Se avvengono variazioni nei prezzi dei beni offerti dal venditore, queste diverranno subito apparenti alla sua clientela, mentre la trasmissione di una variazione di prezzo a quegli acquirenti che acquistano da altri venditori è più difficile, in quanto pubblicizzare è costoso da parte del venditore.

L'implicazione di una tale struttura di flusso informativo è che un venditore percepirà una asimmetria nella reattività delle vendite ad incrementi di prezzo rispetto alla reattività delle stesse quando i prezzi diminuiscono. Un incremento di prezzo condurrà rapidamente ad una perdita di vendite, non appena la clientela apprende velocemente del nuovo prezzo, tutti gli acquirenti con un prezzo di riserva inferiore al prezzo praticato dal venditore, si rivolgeranno ad altri venditori, intendendo per prezzo di riserva come il livello massimo del prezzo cui l'acquirente è disposto ad acquistare il bene. Una diminuzione di prezzo, incrementerà le vendite con la stessa rapidità soltanto se il venditore affronta dei costi di pubblicità, senza quest'ultima, la diminuzione condurrà solamente ad un lento aumento delle vendite. Questa asimmetria nell'elasticità di domanda comporta la presenza di una curva di domanda ad angolo in corrispondenza del più basso prezzo di riserva e della quantità corrente.

L'angolo della curva di domanda è dovuto al comportamento degli acquirenti nei confronti dell'impresa, qualora dovesse interrompere la politica di continuità di prezzo.

Se si assume che ogni acquirente controlla i prezzi dei beni offerti da altri venditori una volta ogni T periodi, tenendo conto del funzionamento descritto dei mercati di clientela, il numero di periodi tra ogni acquisto del bene è minore di T , avendo gli acquirenti il desiderio di aggiornare la loro conoscenza dei prezzi di mercato ogni T periodi. Questa scelta può essere giustificata, ad esempio, se la clientela avverte che ci sono degli shock di produttività casuali alla tecnologia di produzione delle varie imprese venditrici alternative che le indurranno a variare i prezzi, in tal modo essa sarà indotta a controllare i prezzi dei vari venditori. Attraverso una ricerca periodica da parte degli acquirenti, un venditore che abbassa il suo prezzo vedrà aumentare gradualmente la sua clientela, non appena gli acquirenti compiono la loro periodica ricerca.

Avevamo definito il NAIRU come quel tasso di disoccupazione che non accelera l'inflazione e che deriva dalla condizione di *competing claims equilibrium*, il tasso di disoccupazione per cui il salario reale contrattato eguaglia il salario reale derivante dalla regola di prezzo adottata dalle imprese secondo un principio di *mark-up* e le aspettative inflazionistiche risultano essere realizzate *ex post*. Abbiamo un salario reale contrattato che deriva da un salario monetario definito dai contratti di lavoro e dal livello dei prezzi atteso, e che è funzione decrescente del tasso di disoccupazione (De Vincenti (2001))

$$w_b = w_b(u) \quad \text{dove } w'_b < 0$$

definito il salario monetario, le imprese determinano i prezzi dei prodotti applicando un *mark-up* sui loro costi unitari. Le imprese operano in un contesto di mercati di clientela, con una struttura di

domanda ad angolo, che ha origine, come si è analizzato in precedenza, da un'asimmetria informativa sui prezzi praticati dalle imprese. Gli acquirenti, come si è visto, effettuano azioni di ricerca meno frequentemente di quanto avvengano i loro acquisti, anche a causa dei costi di transazione che derivano dal processo di acquisto. Pertanto, ogni impresa può stabilire relazioni di clientela con i suoi acquirenti attraverso delle politiche di prezzo stabili che inducono i consumatori a ripetere i loro acquisti⁴. La curva di domanda, in tale contesto, esibisce un angolo per il più basso dei prezzi di riserva dei suoi acquirenti, poiché un incremento di prezzo, ad esempio, conduce ad una riduzione di domanda sia da parte di quei consumatori che hanno un prezzo di riserva inferiore a quello nuovo, e quindi si rivolgeranno ad altre imprese venditrici, sia per la riduzione di acquisti da parte della clientela che non si allontana, sia perché la probabilità di acquisire nuova clientela che sta compiendo azioni di ricerca si riduce. Una riduzione di prezzo conduce ad un incremento di domanda da parte della clientela esistente e da parte di nuova clientela che gradualmente può avvicinarsi all'impresa quando effettua le sue azioni di ricerca, pertanto la curva di domanda esibisce un'elasticità più elevata per un incremento di prezzo rispetto ad una riduzione. Le implicazioni macroeconomiche basate sul funzionamento dei mercati secondo la teoria dei mercati di clientela, sono state analizzate anche da Woglom (1982), nel cui modello, nell'assunzione che anche una sola minoranza di agenti non si attenda un completo aggiustamento di prezzi, variazioni di domanda aggregata entro un *range*, non conducono a variazioni di prezzo ma soltanto di quantità. Nell'ipotesi di simmetria tra le imprese, e di una stessa funzione lineare di produzione per tutte le imprese, con a_n e a_k i coefficienti del lavoro e del capitale per unità di prodotto, il costo marginale per l'impresa sarà costante fintanto che non raggiunga la piena utilizzazione del capitale.

⁴ McDonald (1990), De Vincenti (2001).

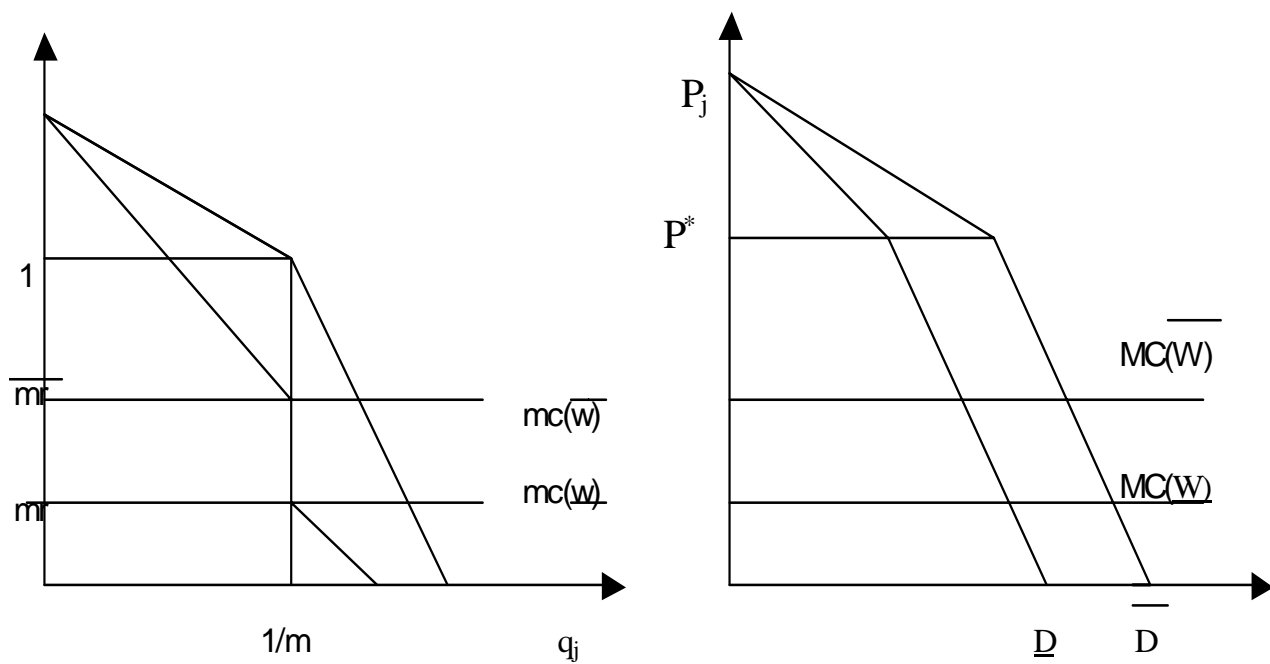


Figura 3.3

a)

b)

Seguendo De Vincenti (2001), dalla parte a) della figura notiamo la curva di domanda per l'impresa j , come relazione tra la quota di mercato q_j e il suo prezzo reale dato da $p_j = P_j/P$ dove P è il livello generale dei prezzi e P_j il prezzo nominale dell'impresa. Nell'ipotesi di simmetria il prezzo reale di equilibrio è pari a 1, dove la curva esibisce un angolo, e la quota di mercato dell'impresa è pari $1/m$, dove m è il numero di imprese. La curva del ricavo marginale presenta una discontinuità che delimita il *range* dei costi marginali reali pari a $mc = wa_n$ compatibili con il corrispondente *range* di salari reali, ovvero:

$$\underline{w} = \underline{mr}/a_n \text{ e } \bar{w} = \bar{mr}/a_n$$

che definiscono il più basso e il più alto salario reale definiti dalle due discontinuità del ricavo marginale. Nella parte b) della Figura 3.3 riportiamo il prezzo nominale P_j quando le aspettative di prezzo dei consumatori sono $P^e = P^*$. Come si può notare dalla figura, variazioni di domanda aggregata che muovono la curva di domanda per l'impresa entro i limiti \underline{D} e \bar{D} non causano alcuna modifica al suo prezzo, in quanto a causa di aspettative dei prezzi che si autorealizzano il livello

generale dei prezzi rimane uguale, e il costo marginale nominale varia tra $MC(\underline{W})$ e $MC(\overline{W})$, come funzioni del più basso e del più alto dei salari monetari, corrispondenti per il livello dei prezzi P^* , al più basso e al più alto dei salari reali, i quali presentano un andamento prociclico. Forti diminuzioni o aumenti di domanda aggregata reale, che possono spostare la domanda per l'impresa al di fuori dei due limiti, possono innescare un processo deflazionistico o inflazionistico, rispettivamente, se tale livello di domanda aggregata in termini reali viene mantenuto costante, in quanto causa rispettivamente diminuzioni o aumenti dei salari monetari, e quindi analoghe variazioni dei prezzi. Con un salario reale compreso entro il *range* dei due valori estremi, e con aspettative sui prezzi che si realizzano, l'impresa non tende a variare il suo prezzo, pertanto la condizione di *competing claims equilibrium* diventa

$$3.1) \quad \frac{mr}{a_n} = w \leq w_B(u) \leq \overline{w} = \frac{mr}{a_n}$$

che definisce un *range* di NAIRU, l'inflazione rimane costante per tutti i tassi di disoccupazione compresi tra \underline{u} , per cui si ha il più basso dei salari reali contrattati compatibile con l'equilibrio dell'impresa, e il tasso di disoccupazione pari a \underline{u} , per cui si ha il più alto salario reale contrattato compatibile con l'equilibrio dell'impresa.⁵ In questo tipo di struttura teorica, shock di domanda esercitano effetti reali di lungo periodo sul prodotto e sulla disoccupazione, determinando persistenza su quest'ultima, pur selezionando l'equilibrio stazionario entro il *range* di NAIRU. Fattori di isteresi che agiscono attraverso modifiche della BRW e/o della PRW possono esercitare i loro effetti nel lungo periodo modificando i valori soglia del *range* di NAIRU.

«Hysteresis is a close cousin to the range of equilibria model.»⁶

Ovviamente, entro il *range* non si esercitano pressioni sul tasso di inflazione, per tassi di disoccupazione al di sotto di \underline{u} , eccessi di domanda di lavoro causano inflazione crescente; il contrario avviene per tassi maggiori di \overline{u} . Possiamo rappresentare la relazione inflazione-disoccupazione implicita nella definizione di *range* di NAIRU come:

⁵ Per un'analisi completa del modello, in cui si analizzano i vari effetti di politiche di domanda aggregata nei casi in cui $u \leq \underline{u}$ e $u \geq \overline{u}$, o quando il tasso di disoccupazione è compreso tra questi due valori estremi, si veda De Vincenti (2001).

⁶ Lye-McDonald (2002), p. 3.

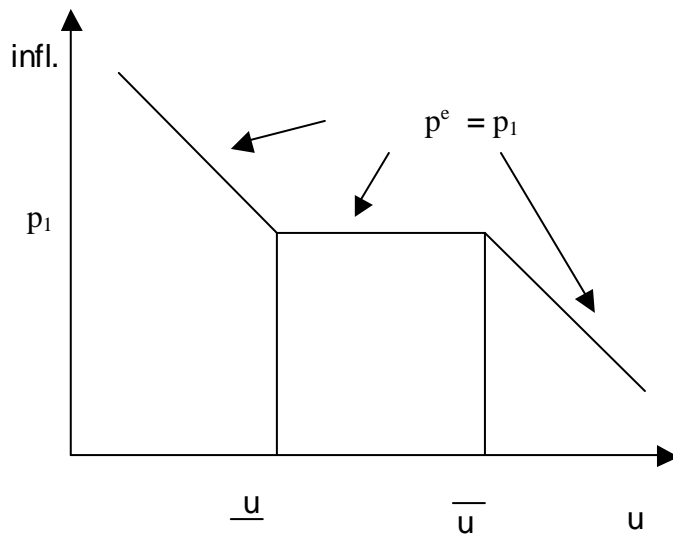


Figura 3.4

u

Dalla Fig. 3.4 è possibile notare che la curva di Phillips presenta un tratto orizzontale, entro il quale non si hanno pressioni inflazionistiche.

4. Modelli di trend stocastici comuni e dinamica macroeconomica di breve e lungo periodo

In genere, in letteratura, l'approccio tradizionale di analisi delle fluttuazioni economiche, sino alla fine degli anni '70, è stato di vedere la crescita secolare come un processo deterministico, e di focalizzare l'attenzione sulle fluttuazioni intorno al trend, cioè sui cicli economici. Infatti, in molti modelli sulle fluttuazioni macroeconomiche, la dicotomia tra crescita e cicli economici ha giocato un importante ruolo. Tradizionalmente, la crescita è stata spesso trattata come indipendente dai fattori che influenzano le fluttuazioni cicliche.⁷ In contrasto a tale visione, modelli di crescita stocastica permettono agli shock della crescita di influenzare le fluttuazioni di breve periodo,⁸ e in tali modelli i disturbi di crescita sono minori se comparati al numero di variabili macroeconomiche rilevanti.

Conseguentemente, può essere interessante analizzare anche semplici modelli, dove è possibile esaminare connessioni tra shock di crescita e fluttuazioni transitorie, tentando di spiegare la dinamica macroeconomica a tutte le frequenze, allontanandosi dalla tradizionale dicotomia tra modelli di crescita e ciclo economico. Tali modelli, hanno la caratteristica di fare riferimento ad una struttura teorica delle variabili caratterizzate da trend stocastici, piuttosto che deterministici. Questa nozione ha aperto importanti problematiche riguardo alle fonti delle fluttuazioni economiche, in

⁷ Cfr., tra gli altri, King-Plosser-Rebelo (1988a).

⁸ Cfr. tra gli altri, King-Plosser-Rebelo (1988b), King et al. (1991).

quanto ammettendo la presenza di trend stocastici, le fluttuazioni imprevedibili possono essere non solo transitorie, ma possono derivare anche da shock di crescita. In letteratura, il percorso degli sviluppi teorici successivi al contributo di Nelson e Plosser (1981), ha manifestato una tendenza ad attribuire agli shock permanenti il significato di shock di offerta, in particolare shock di tecnologia, ed agli shock transitori il significato di shock di domanda. Ma, come è già stato evidenziato,

«Naturalmente queste attribuzioni sono arbitrarie. Nulla impedisce di pensare a shocks che investano la tecnologia e che tuttavia siano soltanto transitori, o a shocks permanenti che investano la domanda. Va tuttavia ricordato che la discussione si è svolta sotto l'impulso teorico fornito dai modelli di ciclo reale [...] la successiva discussione ha preso la forma di uno schieramento pro e contro l'importanza degli shocks permanenti, mentre le identificazioni permanente=offerta, transitorio=demanda, non sono state poste in discussione in maniera sistematica»⁹

Nei modelli economici di *common trends* per la descrizione del comportamento del sistema nel breve e nel lungo periodo, l'idea base è che c'è un numero ridotto, rispetto alle variabili di riferimento, di trend stocastici lineari¹⁰ che guida il sistema.

Per rendere l'idea dal punto di vista economico, prima ancora che econometrico, supponiamo che i salari nominali, i prezzi, il prodotto e l'occupazione siano tutte variabili I(1), ovvero caratterizzate da un trend stocastico, non sarebbe irragionevole assumere che, ad esempio, salari e prezzi abbiano un trend nominale in comune, associato con l'inflazione, e che i salari reali abbiano un trend in comune con il prodotto e l'occupazione, dovuto alla connessione tra salari reali e produttività, e gli esempi potrebbero essere estesi ad altre variabili sia nominali che reali. Pertanto, è ragionevole dal punto di vista economico supporre che un vettore di variabili y_t n-dimensionale, sia guidato da un numero ridotto di trend stocastici comuni $k \leq n$, specificamente un modello di *common trends* può essere definito come

$$4.1) \quad y_t = y_0 + A\tau_t + \Phi(L)v_t$$

il vettore di dimensioni n, $\{v_t\}$, è assunto essere *white noise* con $E[v_t] = 0$ e $E[v_t v_t'] = I_n$

la componente $\Phi(L)v_t$ è congiuntamente stazionaria, e dove τ_t è un vettore, di dimensione k, di trend stocastici che hanno una radice unitaria nella rappresentazione autoregressiva, ed è definito dalla

$$4.2) \quad \tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t$$

⁹ Lippi (1992), p. 19-20.

¹⁰ Recentemente, dal punto di vista metodologico, è stata introdotta la possibilità di trend stocastici non lineari, cfr. Camacho, M. (2001).

dove μ è un vettore di variabili *drift* deterministiche, φ_t è un vettore di residui *white noise* con $E[\varphi_t]=0$ e matrice di covarianza identica, $E[\varphi_t\varphi_t']=I_k$, τ_t è quindi un processo non stazionario, poiché la sua media e varianza variano nel tempo. Dalla 4.2) per sostituzioni ricorsive avremo

$$\tau_t = \tau_0 + \mu t + \sum_{s=1}^t \varphi_s$$

La componente di trend di y_t è descritta da $A\tau_t$, che è guidata dagli impulsi ai *random walk*, φ_t , e dai meccanismi di propagazione in $A_{(n \times k)}$ che è la matrice dei pesi. Analogamente al caso univariato, possiamo scomporre un vettore di variabili osservabili non deterministiche in una componente permanente e una stazionaria (o in una strutturale e una ciclica), cioè un vettore di trend e un vettore di variabili transitorie, dove nessuna delle componenti può essere osservata come fattore individuale. Se $\{y_t\}$ è un vettore di serie storiche, possiamo scomporlo come

$$4.3) \quad y_t = y_t^p + y_t^s$$

dove y_t^p rappresenta un vettore di trend di y_t , mentre y_t^s è un residuo stazionario.

Stock e Watson (1988), dimostrano che c'è una dualità semplice tra i concetti di cointegrazione e di *common trends*.

In relazione alla scomposizione 4.3), troviamo che il modello di trend comuni 4.1) e 4.2) comporta che

$$4.4) \quad \begin{cases} y_t^s = y_0 + \Phi(L)v_t \\ y_t^p = A[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j] \end{cases}$$

Qualunque sia il numero di trend comuni, k , esso è minore o uguale al numero di variabili, n , e ci sono quindi $r = n - k$ vettori linearmente indipendenti β che sono ortogonali alle colonne della matrice dei pesi A , ovvero

$$4.5) \quad \beta' A = 0$$

Dal punto di vista economico, come abbiamo visto, la natura stocastica dei trend è coerente con la nozione che alcuni shock che colpiscono il sistema economico sono persistenti. Il fatto che ci possano essere un numero di trend inferiore a quello delle variabili, permette al modello di identificare relazioni di equilibrio tra le variabili, descritte dalla matrice β . Inoltre, se φ_t e v_t sono correlati, è possibile che le innovazioni del trend influiscano non solo la crescita, ma anche le fluttuazioni intorno ai trend, infatti la specificazione di tale approccio implica che i primi k elementi

di v_t sono dati da φ_t , quindi potenzialmente potranno influenzare anche il breve periodo attraverso la matrice polinomiale $\Phi(L)$.

Per determinare come possiamo stimare il modello di trend comuni assumiamo che la differenza prima del vettore di variabili y_t abbia la rappresentazione vettoriale di Wold cointegrata a media mobile (per il teorema di rappresentazione di Granger (GRT))

$$4.6) \quad \Delta y_t = \delta + C(L) \varepsilon_t \quad \text{dove} \quad C(L) = I_n + C_1 L + C_2 L^2 \dots \quad \text{con} \quad \sum_{j=0}^{\infty} j |C_j| < \infty$$

dalla quale, per sostituzioni ricorsive deriva la rappresentazione in livelli

$$4.7) \quad y_t = y_0 + C(1) \sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{t-j} + C^*(L) \varepsilon_t$$

$$\text{dove} \quad C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^* L^j \quad \text{con} \quad C_j^* = - \sum_{i=j+1}^{\infty} C_i$$

$C(1)$ rileva gli effetti di lungo periodo dei disturbi in forma ridotta ε_t sulle variabili in y_t . $C(1)$ è assunto avere rango $k < n$, per cui y_t è un vettore di variabili cointegrate, cioè esiste una matrice $\beta_{(n \times r)}$ (dove $r = n - k$), tale che $\beta' C(1) = 0$.

Cioè una rappresentazione VMA della forma 4.6) e la cointegrazione congiuntamente implicano che $\{y_t\}$ è generato da un VAR non vincolato e che ammette una rappresentazione alternativa VEC (Vector Error Correction) data da

$$4.8) \quad A^*(L) \Delta y_t = \rho - \alpha z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{dove} \quad A^*(L) = I_n - \sum_{i=1}^{p-1} A_i^* L^i \quad \text{e} \quad \alpha z_{t-1} \quad \text{rappresenta il termine a correzione dell'errore.}$$

Per ottenere un'interpretazione economicamente significativa della dinamica del vettore delle variabili oggetto di studio dalle rappresentazioni in forma ridotta 4.6) e 4.7), il vettore dei disturbi in forma ridotta ε_t deve essere trasformato in un vettore di shock strutturali, alcuni dei quali (k) con effetti permanenti, i rimanenti (r) con effetti transitori sui livelli delle variabili di y_t . Scomponiamo

$$\text{quindi il vettore dei disturbi strutturali in} \quad v_t = \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \psi_t \end{bmatrix}, \quad \text{dove} \quad \varphi_t \text{ e } \psi_t \quad \text{sono dei subvettori di } k \text{ e } r$$

elementi rispettivamente. La forma strutturale nelle differenze prime di y_t è:

$$4.9) \quad \Delta y_t = \delta + R(L) v_t = \delta + C(L) \Gamma^{-1} v_t$$

dove $R(L)=C(L)\Gamma^{-1}$, la componente $R(L)v_t$ nella 4.9) è chiamata funzione di risposta all'impulso di Δy_t , $R(L)=R(0)+R(1)L+\dots$, quindi $\varepsilon_t=R(0)v_t$ dove $R(0)$ è una matrice invertibile. Comparando la 4.6) in forma ridotta con la 4.9), avremo $C(L)R(0)=R(L)$, implicando che $C(1)R(0)=R(1)$, $v_t=\Gamma\varepsilon_t$ e $E[v_t v_t']=I_n$.

Dalla 4.9), è possibile derivare la rappresentazione in forma strutturale delle variabili endogene in livelli 4.1)

$$y_t = y_0 + A\tau_t + \Phi(L)v_t$$

Quando dobbiamo stimare la matrice dei moltiplicatori A del modello dei trend comuni 4.1), è chiaro che vi è necessità di avere informazioni sui parametri $C(1)$ e Σ . Quest'ultima può essere stimata direttamente dal VAR in forma non vincolata 4.8), si può ottenere invece una stima di $C(1)$, che è parte della rappresentazione VMA, con lo stesso principio con cui si ottengono stime dei modelli univariati a media mobile, e cioè invertendo il corrispondente modello autoregressivo VEC.¹¹

Per derivare le funzioni di risposta all'impulso e la decomposizione della varianza, è importante recuperare i sottostanti shock strutturali dai residui in forma ridotta ε_t , intendendo per strutturali innovazioni che siano indipendenti - in contrasto a quello che sono i residui del VAR non vincolato 4.8) - alcuni dei quali con effetti permanenti sui livelli di y_t , come le k innovazioni φ_t , e altri r disturbi con effetti solo transitori, che abbiamo definito con ψ_t . A questo punto, si può mettere in risalto che questa procedura per identificare i parametri dei trend comuni implica che le innovazioni ai *common trends* influenzano sia le fluttuazioni transitorie sia il sentiero di crescita in y_t .

Abbiamo ora la differenza prima in y_t 4.9) espressa come funzione dei disturbi strutturali che colpiscono l'economia in ogni periodo, dove i residui, come abbiamo visto, sono combinazioni lineari di questi shock strutturali ($\varepsilon_t = \Gamma^{-1}v_t$). Per ottenere una matrice $\Gamma_{(nm)}$ coerente con queste condizioni si deve notare che

$$4.10) \quad v_t = \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \psi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma_k \\ \Gamma_r \end{bmatrix} \varepsilon_t = \Gamma \varepsilon_t$$

dove Γ_k e Γ_r sono matrici ($k \times n$) e ($r \times n$) rispettivamente. Dal confronto delle rappresentazioni di Wold in forma ridotta e strutturale ne deriva che $A\varphi_t = C(1)\varepsilon_t$ e che sia A che $C(1)$ hanno rango k , quindi se ne trae che le innovazioni permanenti possono essere descritte da

$$4.11) \quad \varphi_t = (A'A)^{-1} A'C(1)\varepsilon_t$$

¹¹ Per una dettagliata dimostrazione della metodologia utilizzata nel caso multivariato cfr. Warne (1993).

Allo scopo di identificare i primi k shock strutturali come shock ai trend comuni, e per identificare gli altri r shock transitori, la matrice Γ deve essere tale per cui

$$4.12) \quad R(1) = C(1)\Gamma^{-1} = [A \ 0]$$

Seguendo Warne (1993), la matrice Γ_k può essere stimata come $\Gamma_k = (A'A)^{-1} A' C(1)$

Per stimare la matrice $A_{(n \times k)}$, necessitano almeno nk restrizioni sui suoi elementi, kr restrizioni lineari sono prodotte dall'analisi di cointegrazione, cioè dalla condizione 4.5), $k(k+1)/2$ restrizioni sono date da $AA' = C(1)\Sigma C(1)'$, poiché $C(1)$ e A hanno rango ridotto k . Le rimanenti $k(k-1)/2$ restrizioni necessarie per identificare esattamente A devono derivare dalla teoria economica. Per trovare una matrice Γ_r , cioè la relazione tra i residui in forma ridotta e gli shock transitori, che soddisfi la condizione che φ_t e ψ_t siano indipendenti, e che le componenti di ψ_t siano mutualmente indipendenti, e che sia valida la 4.12), si dovrà cercare una specificazione che renda valida l'identificazione del modello, per cui dalla condizione di ortogonalità $E(\varphi\psi') = 0$ abbiamo che

$$E(\Gamma_k \varepsilon_t \varepsilon_t' \Gamma_r') = \Gamma_k \Sigma \Gamma_r' = 0 \text{ e che}$$

$$4.13) \quad (A'A)^{-1} A' C(1) \Sigma \Gamma_r' = 0$$

una possibile soluzione per Γ_r prende la forma

$$4.14) \quad \Gamma_r = Q^{-1} \omega' \Sigma^{-1}$$

dove $\omega = \alpha \gamma$, con $\gamma = (U\alpha)^{-1}$ una matrice ($r \times r$) non singolare, Q è scelta allo scopo di rendere $E[\psi_t \psi_t'] = I_r$, diagonale, e uguale alla matrice identità, e quindi $\psi_t = Q^{-1} \omega' \Sigma^{-1} \varepsilon_t$. La specificazione della matrice Γ_r è motivata dalla proprietà della matrice $C(1)$ per cui abbiamo $C(1)\alpha = 0$ (Engle-Granger, 1987). Si è dimostrato con la 4.13) che definendo la Γ_r con la 4.14) implica che le innovazioni permanenti e transitorie sono incorrelate. La stima di Γ_r richiede l'imposizione di $r(r-1)/2$ restrizioni aggiuntive sulla matrice $\omega_{(r \times r)}$, poiché le rimanenti $kr + r(r+1)/2$ restrizioni necessarie per l'esatta identificazione sono fornite dalla condizione di ortogonalità e dalla definizione $E[\psi_t \psi_t'] = I_r$. Avendo definito la 4.14) ne deriva che la matrice Γ diventa

$$4.15) \quad \Gamma = \begin{bmatrix} (A'A)^{-1} A' C(1) \\ Q^{-1} \omega' \Sigma^{-1} \end{bmatrix}$$

dove le k righe linearmente indipendenti di Γ_k sono linearmente indipendenti alle r righe linearmente indipendenti di Γ_r , e questo implica che Γ è di rango pieno. Inoltre definiamo

$$4.16) \quad R(0) = \Gamma^{-1} = \begin{bmatrix} \Gamma_k^+ & \Gamma_r^+ \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma \Gamma_k' & \Sigma \Gamma_r' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Sigma C(1)' A(A'A)^{-1} & \alpha \gamma(Q^{-1})' \end{bmatrix}$$

Dove $R(0)$ ¹² è la matrice di impatto di breve periodo. Se supponiamo che si vogliano identificare i disturbi transitori basandosi sulle risposte contemporanee di y_t ad uno shock di una deviazione standard in ψ_t , dovremo analizzare la matrice $R(0)$ imponendo delle restrizioni su Γ_r^+ , ovvero dovremo imporre $r(r-1)/2$ restrizioni sulla matrice $\alpha \gamma(Q^{-1})'$, le ultime r colonne di $R(0)$, per identificare esattamente le innovazioni transitorie.

5. Isteresi, domanda aggregata, trend comuni nel mercato del lavoro italiano

5.1 Introduzione

Sin dagli anni '70 molte economie europee hanno sofferto di persistenti alti tassi di disoccupazione. La persistenza ha condotto molti economisti a concludere che il problema della disoccupazione non è un fenomeno puramente ciclico, e che i mercati del lavoro europei hanno seri problemi strutturali. Il fatto che la disoccupazione europea rifletta fattori strutturali piuttosto che ciclici, rappresenta un importante problema di politica economica. In tale contesto, il fenomeno dell'isteresi significa che shock temporanei danno luogo a variazioni permanenti nel livello di disoccupazione.

La base è un modello vettoriale autoregressivo strutturale (SVAR) con variabili cointegrate. Uno dei motivi per suggerire l'utilizzo di un approccio VAR-*common trends*, è che un modello che permette l'identificazione di *common stochastic trends*, e quindi la presenza di radici unitarie, è ben adatto per lo studio del fenomeno dell'isteresi. Shock temporanei ai trend stocastici hanno effetti permanenti, mentre fluttuazioni di breve periodo sono guidate sia da shock di trend che da shock puramente transitori. In tal senso, le componenti cicliche e strutturali della disoccupazione sono correlate, ma anche distinguibili.

In altri studi sui mercati del lavoro di altri paesi, il comportamento di lungo periodo dei salari reali è spiegato attraverso shock di offerta aggregata, di offerta di lavoro e tecnologia, mentre shock di domanda sono solo transitori, e danno luogo a comovimenti di breve periodo dei salari reali e della disoccupazione.

¹² Warne (1993) p. 16-17.

5.2 Un modello del mercato del lavoro

Come è stato evidenziato nel secondo paragrafo, nel modello *customer markets* con un *range* di domanda aggregata compatibile con la stabilità dei prezzi, politiche di *demand management* esercitano effetti reali permanenti sull'output e sulla disoccupazione, determinando persistenza nel tasso di disoccupazione e causando la possibilità di passaggi da un equilibrio stazionario ad un altro entro il *range* dei NAIRU. Il modello di riferimento rappresenta, in parte, una struttura teorica in un contesto di concorrenza imperfetta, dove le variabili sono in logaritmi e in termini reali,¹³ ed hanno significato economico standard:

$$5.1) \quad y_t = \beta d_t + \xi_t$$

$$5.2) \quad \xi_t = \xi_{t-1} + \varepsilon_{d,t}$$

secondo l'equazione 5.1), la domanda aggregata in termini reali è una funzione della *stance* di politica economica, dove d_t può essere vista come la componente esogena della domanda aggregata che riflette la politica fiscale e monetaria (un indice dello stato della domanda o un indice di spesa reale), e di uno shock stocastico che ipotizza, tra l'altro, un'evoluzione dei gusti e preferenze dei consumatori secondo un processo *random walk*, attraverso, ad esempio, effetti sul reddito permanente che derivano dalle decisioni di consumo.

$$5.3) \quad y_t = \rho n_t + \mathcal{G}_t$$

$$5.4) \quad \mathcal{G}_t = \mathcal{G}_{t-1} + \varepsilon_{y,t}$$

la 5.3) è una funzione di produzione, dove n è l'occupazione e ρ misura i rendimenti di scala, mentre \mathcal{G}_t è una variabile stocastica di tecnologia, in cui si ipotizza un processo non stazionario di crescita dello stock di conoscenze tecnologiche

$$5.5) \quad l_t = \pi w_t + \kappa_t$$

$$5.6) \quad \kappa_t = \kappa_{t-1} + \varepsilon_{l,t}$$

la 5.5) esprime la forza lavoro legata al salario reale, e κ_t è un termine esogeno di offerta di lavoro, che segue il processo 5.6), e che rappresenta fattori istituzionali, quali ad esempio regolamentazioni sull'orario di lavoro, normativa sull'età pensionabile, fattori di tipo demografico. Si assume che cambiamenti istituzionali e demografici abbiano effetti persistenti sulla forza lavoro e ciò viene riflesso da κ_t , uno shock puro di offerta di lavoro, che è un processo *random walk* con innovazione $\varepsilon_{l,t}$.

¹³ Per una spiegazione dettagliata del tipo di variabili utilizzate si veda l'Appendice.

$$5.7) \quad p_t = \zeta w_t - \nu(y_t - n_t) - \nu(l_t - n_t) + \varepsilon_{p,t}$$

la 5.7) è una curva di Phillips, in cui oltre ad una relazione inversa tra inflazione (p_t) e disoccupazione ($l_t - n_t$), incrementi nei salari reali (w_t), non compensati da pari incrementi di produttività ($y_t - n_t$) possono condurre ad un'inflazione crescente ($\zeta > 0$ con $|\zeta| > |\nu|$). Le aziende avendo un potere di mercato, fissano il prezzo sulla base dei costi unitari del lavoro, rispecchiando il comportamento di un'impresa in concorrenza monopolistica, la quale determina il prezzo aumentando i costi unitari del lavoro di una percentuale pari al *mark up*, secondo la regola $P = 1/(1-m) W/Y/N$. Se i salari aumentano in modo proporzionalmente maggiore della produttività, questo comporta un incremento dei prezzi. $\varepsilon_{p,t}$ cattura l'influenza di shock di prezzo sul mercato del lavoro, che possono derivare ad esempio da un comportamento di determinazione dei prezzi scaglionati (legati alla contrattazione salariale)

$$5.8) \quad n_t = \lambda y_t - \eta w_t + \varepsilon_{n,t}$$

la 5.8) è un'equazione di domanda di lavoro, in cui le imprese determinano l'occupazione in funzione del livello di output e del salario contrattato, $\varepsilon_{n,t}$ è uno shock puro di domanda di lavoro, λ e η misurano le elasticità dell'output e del salario reale, rispettivamente.

$$5.9) \quad w_t = \delta(y_t - n_t) - \gamma(l_t - n_t) + \omega_t$$

con ω_t che è uno shock di salario esogeno, il quale è guidato dal processo stocastico

$$\omega_t = \phi \omega_{t-1} + \varepsilon_{w,t} \quad \text{con } \phi \leq 1$$

dove la 5.9) è un'equazione di determinazione del salario che deriva dalla condizione di *competing claims equilibrium*, e quindi da un processo di contrattazione tra imprese e sindacati;

La 5.9) riflette un mercato del lavoro non perfettamente competitivo, in cui variazioni di ω_t possono essere interpretate come riflettenti variazioni nel tasso di disoccupazione di equilibrio, con ϕ che può essere interpretato come un fattore che riflette la stabilità del processo di contrattazione salariale, ϕ vicino a zero corrisponde a piccoli effetti dinamici degli shock salariali che assumono carattere temporaneo, mentre $\phi = 1$ rappresenta una situazione in cui tali shock hanno effetti permanenti sul comportamento della *wage setting*. Definendo il tasso di equilibrio come $\omega_t^* = \omega_t / \gamma$, la 5.9) può essere riscritta come

$$5.10) \quad w_t = \delta(y_t - n_t) - \gamma[(l_t - n_t) - \omega_t^*]$$

la quale mostra che il salario reale è influenzato dalle deviazioni tra disoccupazione attuale e di equilibrio, che come abbiamo visto può assumere un *range* di valori compatibili con un'inflazione costante, e che gli shock salariali $\varepsilon_{w,t}$ possono pertanto essere interpretati come shock al tasso di disoccupazione di equilibrio, il parametro ϕ , come si è visto, può essere interpretato come rappresentante di alcune rigidità sul mercato del lavoro, mentre il parametro γ può dare un'indicazione dell'influenza degli *outsiders* sul processo di determinazione del salario, dando un'indicazione anche sul grado di persistenza nella disoccupazione. Definiamo inoltre il tasso di disoccupazione $u_t = 1 - (n_t - l_t)$, dalla funzione di produzione sappiamo che:

$$5.11) \quad n_t = \rho^{-1} [y_t - \mathcal{G}_t]$$

dalla definizione del tasso di disoccupazione, tenendo conto della 5.1), della condizione standard di equilibrio tra domanda e offerta aggregata, e della 5.11)

$$5.12) \quad u_t = 1 - \left\{ \left[\rho^{-1} (\beta d_t + \xi_t - \mathcal{G}_t) \right] - l_t \right\}$$

dalla quale vediamo, assumendo momentaneamente la forza lavoro costante nel tempo, che il tasso di disoccupazione dipende dalla domanda aggregata, sia in termini di politiche fiscali che monetarie, accettando per il momento la condizione Layard-Nickell di non influenza della tecnologia nel lungo periodo sulla disoccupazione ($\frac{1}{\rho} \frac{\partial \mathcal{G}}{\partial t} = 0$), avremo che

$$5.13) \quad \frac{\partial u}{\partial t} = - \frac{\beta}{\rho} \frac{\partial d}{\partial t} - \frac{1}{\rho} \frac{\partial \xi}{\partial t}$$

variazioni del tasso di disoccupazione dipendono dalla domanda aggregata, ma anche i rendimenti di scala possono avere un ruolo importante, e risposte di impulso di u_t a shock di d_t , se generano persistenza, si può verificare l'esistenza di diversi tassi di disoccupazione di equilibrio al variare di politiche di *demand management*.

Il sistema di equazioni del modello del mercato del lavoro, ha soluzione un'unica rispetto alle variabili: $(y-n)$, d , n , $(l-n)$, p , w . E' conveniente riscrivere e risolvere il modello in termini delle variabili espresse

$$5.14) \begin{bmatrix} 1.0000 & 0 & 1 - \rho & 0. & 0. & 0. \\ 1.0000 & -\beta & 1.0000 & 0. & 0. & 0. \\ -\delta & 0. & 0. & \gamma & 0. & 1.0000 \\ -\lambda & 0. & 1 - \lambda & 0. & 0. & \eta \\ v & 0. & 0. & v & 1.0000 & -\zeta \\ 0. & 0. & 1.00 & 1.00 & 0. & -\pi \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y-n \\ d \\ n \\ l-n \\ p \\ w \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathcal{G}_t \\ \xi_t \\ \omega_t \\ \varepsilon_{n,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \kappa_t \end{bmatrix}$$

Le soluzioni 5.14) esprimono le variabili guidate da sei componenti non osservate: i *random walks* nell'offerta di lavoro (κ_t), tecnologia (\mathcal{G}_t), di domanda aggregata (ξ_t), una componente dovuta a shock alla relazione *wage setting*, di disoccupazione di equilibrio (ω_t), e i due shock stazionari $\varepsilon_{p,t}$ e $\varepsilon_{n,t}$. Se valgono queste ipotesi teoriche a priori, il sistema presenta quattro *common trends* e due relazioni stazionarie.

Nell'analisi del modello SVAR oggetto di studio si potrà identificare una dinamica più complessa, potendo scomporre la disoccupazione in una componente permanente e una componente transitoria serialmente correlata. Queste componenti possono essere interpretate come disoccupazione strutturale e ciclica, rispettivamente, notando comunque che le due componenti in generale saranno correlate.

5.3 Un semplice test di verifica di esistenza di mercati di clientela

Per verificare empiricamente se si può ragionare, anche per l'economia italiana, in un'ottica di mercati di clientela, si è voluto riproporre il test adottato da McDonald e Spindler (1987), i quali stimano un'equazione del tipo :

$$\dot{p} = \alpha_0 + \alpha_1 p \dot{p} + \alpha_2 E(\pi) + \alpha_3 \dot{c} + lags + \varepsilon_r$$

dove p rappresenta i prezzi al consumo, pp i prezzi alla produzione, $E(\pi)$ l'inflazione attesa, c la spesa aggregata reale per consumi, il punto sulle variabili indica il tasso di variazione. La logica di tale test è basata sul fatto che, per le imprese in un determinato istante l'eguaglianza tra costo marginale e ricavo marginale avviene in diversi punti del *range*, assumendo che il tasso di sconto r

e il tempo T di frequenza di ricerca siano costanti, una variazione nel costo marginale per tutte le imprese nel mercato influenzerà solo i prezzi al consumo di alcuni venditori, pertanto ci si può attendere solo una piccola variazione nell'indice dei prezzi al consumo generale. In tal modo, un incremento dell'uno per cento del costo marginale, condurrà ad un incremento proporzionalmente minore nell'indice dei prezzi al consumo, e un simile argomento può essere applicato anche agli effetti di una diminuzione del costo marginale, la quale spingerà la curva dei costi marginali solo di alcune imprese venditrici al di sotto del tratto di discontinuità più basso delle loro curve di ricavo marginale, gli altri venditori non ridurranno i loro prezzi al dettaglio, e così la caduta dell'indice dei prezzi al consumo sarà limitata, ovvero l'esistenza di un mercato di clientela è basata sull'assunzione che l'elasticità della domanda non varia sistematicamente con il costo marginale. In un contesto inflazionistico è ragionevole assumere che la clientela si attenda incrementi dei prezzi al consumo in linea con l'inflazione, e questa congettura li indurrà a non compiere altre azioni di ricerca di altri venditori, essendoci una percezione che i prezzi al consumo crescano in linea con il tasso atteso di inflazione. In generale, operando in un contesto di concorrenza imperfetta, ci si attenderà un graduale aggiustamento dei prezzi al consumo, da qui l'inclusione di una serie di valori di ritardo nelle variabili dei prezzi alla produzione e dei consumi reali. Inoltre, per ammettere la possibilità di rendimenti non costanti di scala, una proxy per il livello di domanda è inclusa, immettendo come variabile la variazione percentuale della spesa aggregata dei consumi in termini reali.

Da quanto esposto, l'analisi precedente suggerisce che in un mercato di clientela, i prezzi al dettaglio fluttuano meno dei prezzi all'ingrosso. Una prima indicazione può essere la deviazione standard della variazione percentuale dei due indici, la quale, nel caso dell'Italia, ha evidenziato però un valore sostanzialmente identico per i due indici: 5.65 per i prezzi alla produzione, 5.61 per i prezzi al consumo, anche se leggermente inferiore per questi ultimi. Quando si effettua il test di regressione sul coefficiente α_1 , per verificare se questi è significativamente minore di 0.8¹⁴ per inferire sulla presenza di mercati di clientela, si trova un coefficiente pari a 0.14 (con una t di student fortemente significativa, pari a 4.8), in linea con i risultati di McDonald e Spindler, i quali trovano per gli Stati Uniti e Australia dei coefficienti pari a 0.16 e 0.19, rispettivamente, mentre per il Regno Unito il coefficiente risulta pari a 0.61.¹⁵

¹⁴ Questo valore di riferimento è tratto da studi effettuati da diversi autori sul comportamento dei mercati dei maggiori paesi industrializzati, nei quali empiricamente emerge che il prezzo pagato dalle imprese venditrici ai produttori è circa l'80% del costo marginale delle stesse imprese. Emerge una caratteristica generale che i prezzi al consumo fluttuano meno dei prezzi all'ingrosso o al produttore. Si veda, tra gli altri, Douglas (1962), Tucker (1975).

¹⁵ I risultati della regressione sono riportati in Appendice.

5.4 I risultati empirici

5.4.1 Le relazioni di *steady state*

Il modello VAR è stimato con le sei variabili per cui si è risolto il sistema di equazioni 5.14), come variabile indicatrice del ciclo economico e dello stato della domanda si è utilizzato il grado di utilizzo della capacità produttiva (V), una misura dell'*output gap*. Il ritardo VAR è stato posto pari a quattro, i dati sono trimestrali, destagionalizzati, e il campione va dal 1970:1 al 2001:4.¹⁶ I test della traccia e dell'autovalore massimo, indicano un rango di cointegrazione pari a due, un'analisi più attenta degli autovettori del modello non vincolato ci inducono a ritenere che un rango di cointegrazione pari a tre sia più esatto, alla luce anche del fatto che le distribuzioni limite dei due test fondamentali non sono corrette in presenza di variabili dummy ed esogene, e quindi i valori soglia dovrebbero essere ritabulati tenendo conto di questa presenza. Dato il lungo periodo campionario preso in considerazione, si sono inserite infatti delle variabili puntuali dummy per tenere conto di *break* strutturali: per il 1973.2, 1973.3 e 1979.3 per tenere conto degli incrementi dei prezzi petroliferi e della svalutazione della lira, per il 1981.3 associata con il cosiddetto "divorzio" della Banca d'Italia con il Ministero del Tesoro, per il 1992.4 associata con un importante cambiamento nella misurazione della disoccupazione da parte dell'ISTAT, oltre ad una recessione indotta dall'abbandono del meccanismo dei cambi europei da parte della lira nel settembre 1992, e una conseguente svalutazione della moneta di circa il 15%. Con sei variabili e tre relazioni stazionarie che emergono dall'analisi di cointegrazione, sappiamo che vi è una semplice dualità che indica l'esistenza di tre trend comuni, come si è evidenziato nel quarto paragrafo. La Tabella 5.1 riporta le due statistiche fondamentali e i corrispondenti valori soglia.

$H_0:r$	Rango	p-r	i	$\hat{\lambda}_i$	$-T \ln(1-\hat{\lambda}_{r+1})$	$\hat{\lambda}_{\max}(0.90)$	$-T \sum \ln(1-\hat{\lambda}_i)$	$\hat{\lambda}_{\text{trace}}(0.90)$
	0	6	1	0.3344	49.25	36.76	122.83	89.48
	1	5	2	0.2911	41.62	30.90	73.58	64.84
	2	4	3	0.1386	18.06	24.73	31.95	43.95
	3	3	4	0.0955	12.15	18.60	13.90	26.79
	4	2	5	0.0136	1.66	12.07	1.75	13.33
	5	1	6	0.0007	0.08	2.69	0.08	2.69

Valori soglia tabulati in Osterwald-Lenum (1992)

Tab.5 4.1 – Test del rango di cointegrazione

Johansen et al. (2000, Teorema 3.3), dimostrano che in presenza di variabili dummy nel modello, il test della traccia è asintoticamente distribuito come un $\chi^2\{(n-r)^2\}$ g.d.l. se il rango

¹⁶ Per una descrizione sulle fonti e natura dei dati si veda l'Appendice.

$(\alpha'_{\perp} \mu, \alpha'_{\perp} D_t) \geq n-r$, dove D_t è un vettore di variabili *dummy* e deterministiche. Alla luce di questa correzione asintotica, avendo il sistema oggetto di studio una costante non vincolata e cinque variabili *dummy* non vincolate, si può costruire una tabella che riporta le statistiche dei rapporti di verosimiglianza (test della traccia), e i *p-value*, ipotizzando sia diversi ritardi del VAR, sia le due ipotesi di due o tre vettori di cointegrazione, per verificare il numero di *common trends* nel modello in esame. La Tabella 5.2 riporta i risultati di modelli VAR con 5, 4 e 3 ritardi, rispettivamente, nell'ipotesi che $(n-r) = 4$, o $(n-r)=3$ (ovvero con due o tre vettori di cointegrazione).

Tab. 5.2 – Test del numero di trend comuni e vettori di cointegrazione

Ritardi del VAR	Test della traccia per il numero di trend comuni						Crit. Lung. ritardi HQ
	6	5	4	3	2	1	
5	118.66	68.37	37.72	14.45	0.97	0.25	- 59.13367
	[0.00]	[0.00]	[0.001]	[0.56]	[0.99]	[1.00]	
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.10]	[0.99]	[0.99]	
4	122.83	73.58	31.95	13.90	1.75	0.08	-58.89962
	[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.60]	[0.99]	[1.00]	
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.12]	[0.99]	[0.99]	
3	133.01	66.98	36.02	12.97	1.97	0.22	-59.14490
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.67]	[0.99]	[1.00]	
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.16]	[0.99]	[0.99]	

Note: L'inclusione di almeno quattro variabili *dummy* nel VAR implica che la distribuzione limite del test statistico è χ^2 con $(n-r)^2$ gradi di libertà; $(n-r)$ è il numero di *common trends* sotto l'ipotesi nulla. Tra parentesi quadre sono riportati i *p-value* delle statistiche del test della traccia, sia nel caso in cui i gradi di libertà sono $(n-r)^2 = 16$, sia nel caso in cui $(n-r)^2 = 9$. HQ è il criterio di informazione di Hannan-Quinn per la scelta del ritardo.

Dalla Tab. 5.2 si evince che sia con entrambi i gradi di libertà, sia con le diverse specificazioni di ritardo, il numero stimato di trend comuni è tre, se le statistiche vengono confrontate con valori soglia al livello di significatività del 5%, confortando la nostra scelta di rango di cointegrazione pari a tre. La specificazione che minimizza il criterio di informazione Hannan-Quinn è il modello con ritardo tre, ma da un confronto tra i residui di questa specificazione e quella con ritardo quattro, quest'ultima appare avere residui più "sbiancati" (*white noise*), pertanto si opta per la scelta di una stima VAR con ritardo quattro.

Le tre relazioni di *steady-state* sono relative alla domanda di lavoro, alla relazione di una curva di Phillips, e ad una relazione tra disoccupazione e utilizzo di capacità produttiva che deriva da un

modello di “erosione del capitale fisico” proposto da Soskice e Carlin (1990),¹⁷ in cui per ogni dato livello dello stock di capitale (K), vi è una relazione inversa tra capacità produttiva e disoccupazione definita da

$$V = \frac{a_k}{a_L} (1-u) \frac{L}{K}$$

che gli autori indicano come *SRPF* (*Short Run Production Function*) che proviene dall’equazione che definisce l’occupazione $N = a_L Y$, e dalla definizione di capacità produttiva $V = \frac{a_k Y}{K} \leq 1$, dove

quindi $a_L^{-1} = \frac{Y}{N}$ e il tasso di disoccupazione è definito come $u = 1 - \frac{N}{L}$, dove L è la forza lavoro.

Le restrizioni di sovraidentificazione imposte, sottoposte al test del rapporto di verosimiglianza LR, vengono accettate congiuntamente¹⁸.

$$eqm_{1,t} = n_t - 0.5 y_t + 2.64 w_t + 3.27 \quad (0.47)$$

$$eqm_{2,t} = p_t - 2.37 w_t + 1.25 (y-n)_t + 2.36 u_t + 7.19 \quad (0.26) \quad (0.13) \quad (0.26)$$

$$eqm_{3,t} = V_t + 0.08 u_t - 0.08 (y-n)_t + 5.33 \quad (0.04) \quad (0.04)$$

Le tre relazioni stazionarie (tra parentesi sono riportati gli *standard errors*), evidenziano delle alte elasticità, in particolar modo la relazione di domanda di lavoro e la curva di Phillips evidenziano un’alta elasticità dell’occupazione e dell’inflazione rispetto al salario reale, rispettivamente, a riprova che le imprese reagiscono con un’elevata sensibilità ad incrementi salariali, diminuendo o aumentando più che proporzionalmente l’occupazione e i prezzi, rispettivamente¹⁹, e in particolare incrementi salariali nella seconda relazione, non sono compensati da pari incrementi di produttività, come si può notare dal coefficiente di quest’ultima variabile, inferiore di circa due volte in valore assoluto rispetto al coefficiente del salario reale, provocando quindi tensioni inflazionistiche dovute

¹⁷ Soskice e Carlin (1990), cap. 19.

¹⁸ Il valore della statistica è risultato $\chi^2_{(5)} = 10.27$, e un p-value [0.07]. Per i dettagli sul modo con cui estrarre le componenti deterministiche che conducono nello spazio di cointegrazione si veda Johansen (1996). L’offerta di lavoro, contrariamente a quanto affermato nel modello teorico con la 5.5), sottoponendola alla verifica del test LR è risultata singolarmente una relazione stazionaria.

¹⁹ Sebbene il mercato del lavoro italiano presenti alcune rigidità di natura istituzionale, le imprese italiane possono usufruire di un ampio raggio di strumenti di flessibilità occupazionale, quali ad esempio, mobilità, prepensionamenti, cassa integrazione, contratti atipici, *part-time*, licenziamenti secondo “giusta causa”, anche se alcuni di questi strumenti sono di quasi esclusivo appannaggio delle imprese di grandi dimensioni.

al conflitto distributivo, cioè se i salari crescono più della produttività, significa che cresce la quota lavoro sul prodotto, e se le imprese non modificano il loro *mark-up*, saranno indotte ad aumentare i prezzi per mantenere la loro quota profitti sul prodotto. Da notare, la sensibilità piuttosto elevata dell'inflazione nei confronti della disoccupazione nella seconda relazione, indicando un mercato *trade-off* tra inflazione e disoccupazione.

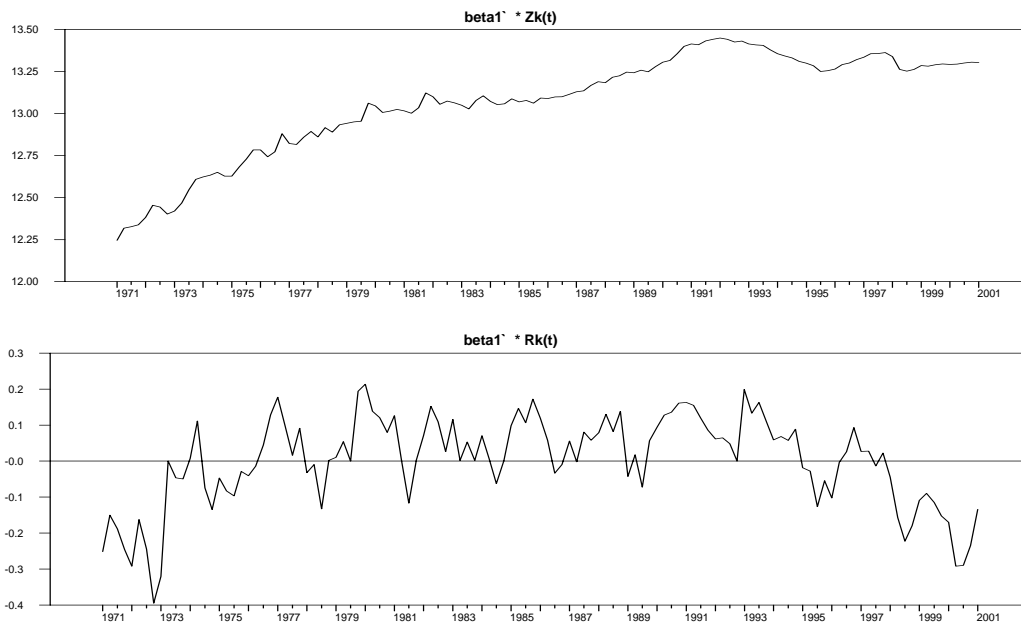


Figura 5.1 – 1^a relazione di equilibrio. Domanda di lavoro

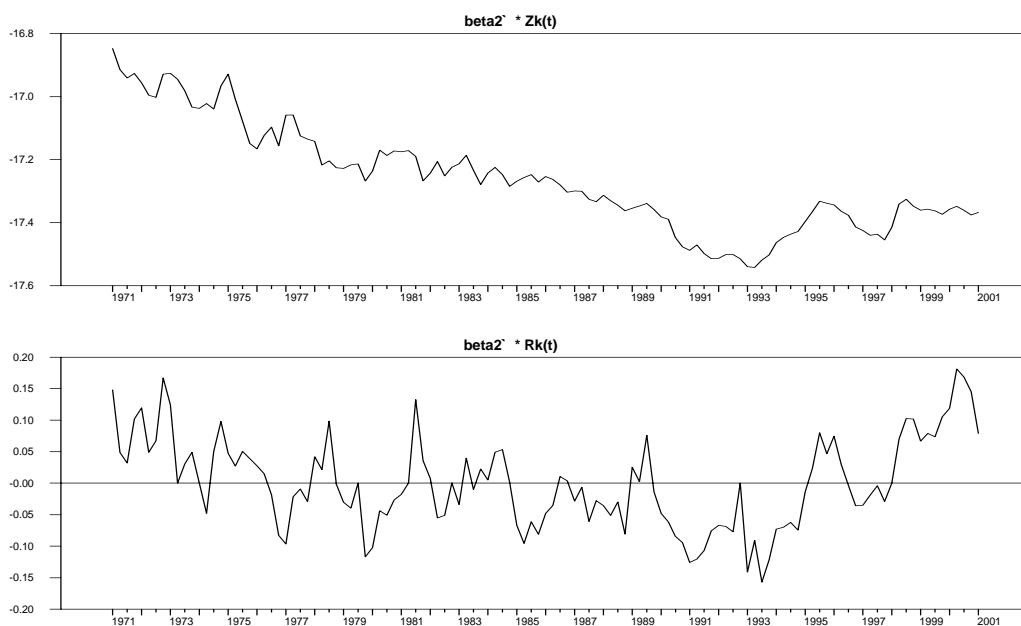


Figura 5.2 – 2^a relazione di equilibrio. Curva di Phillips.

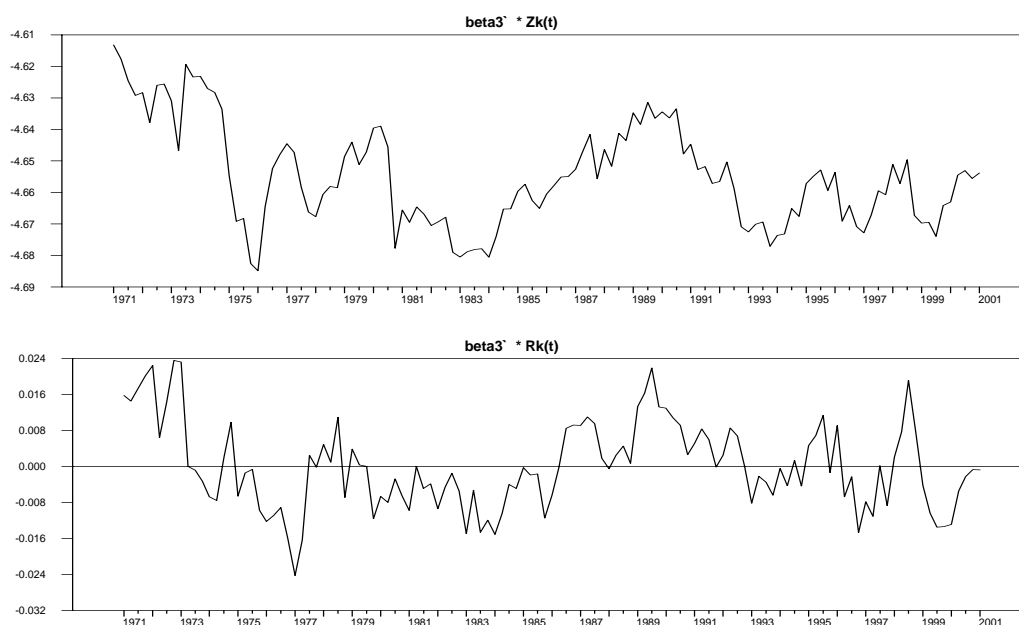


Figura 5.3 – 3° relazione di equilibrio - *SRPF*

Il fatto di avere individuato, ad esempio, una relazione stazionaria tra inflazione e disoccupazione non significa che il NAIRU è un processo stazionario, e non può essere un punto fisso. Come è stato evidenziato da Chiarini e Piselli (2001):

«If the determinant of each relationship (wage and labour demand curve) is endogenous we have a model with multiple equilibria. A shift in each of these determinants alters the process y_t and determines disequilibrium errors. The variables react through the adjustment coefficients [i.e. the α_i], which force the process back, towards the attractor set. Since a random shock to the, say, wage equation produces short-run random effects [$C(L) \varepsilon_t$] and a long-run effect [$C(1)$], the cointegrating relations does not allow a *ceteris paribus* interpretation. Thus, we cannot indicate the new point on the attractor $sp(\beta_{\perp})$.»²⁰

Infatti, poichè in un contesto multivariato le relazioni di cointegrazione sono al massimo (n-1) in un modello n-dimensionale, le dimensioni del NAIRU possono essere unitaria o maggiori di uno. Allo scopo di verificare se le tre relazioni possano essere state le uniche relazioni di equilibrio, e se vi siano stati break strutturali nel periodo campionario in esame, si è ripetuta l'analisi effettuando delle stime ricorsive, seguendo la procedura utilizzata da Hansen e Johansen (1999), allo scopo di verificare la stabilità dei tre vettori di cointegrazione. L'analisi evidenzia chiaramente l'esistenza di non stabilità delle tre relazioni in vari sottocampioni analizzati, mettendo in luce delle instabilità dovute a break strutturali, come gli shock petroliferi del '73 e del '79, tali instabilità potrebbero

²⁰ Chiarini-Piselli (2001), p. 604.

supportare l'ipotesi che si siano verificati più equilibri di lungo periodo, compatibilmente con la teoria degli equilibri multipli macroeconomici esposta in precedenza, e comunque modelli di equilibri multipli non vincolano gli stessi ad essere costanti nel tempo. Essi possono variare seguendo cambiamenti strutturali ed istituzionali che si verificano nel tempo. L'evoluzione del sistema economico è segnata da impulsi di varia natura, quali ad esempio potrebbero essere i mutamenti di regime delle politiche economiche, che sposterebbero il sentiero di crescita mettendo in moto meccanismi ciclici di propagazione. Gli effetti attivati in tale modo presentano un'elevata persistenza nel tempo, e contribuiscono a determinare fenomeni di isteresi nelle serie storiche macroeconomiche. Il sottostante processo di generazione dei dati (DGP) è inosservabile, ma i dati sulla disoccupazione, sebbene il nostro studio sia di carattere multivariato, possono provvedere a qualche indicazione del processo sottostante. Se si ipotizzano più di un equilibrio tra le curve di prezzo e del salario, qualche approssimativa indicazione può essere inferita dalla stima della densità del tasso di disoccupazione, la quale in tal caso si concentrerà intorno a due o più distinti tassi di disoccupazione.

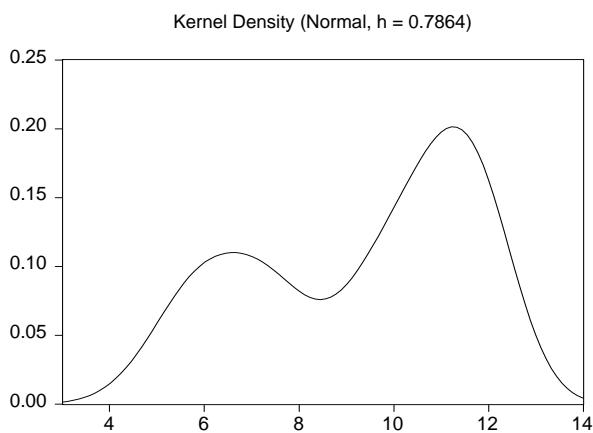


Figura 5.4 – Stima della densità del tasso di disoccupazione

Come si può notare dalla figura 5.4, la densità del tasso di disoccupazione italiano denota un andamento bimodale, mode centrate intorno al 7% e 11% circa, ovvero la presenza di due regimi di disoccupazione (uno di bassa e uno di alta disoccupazione), rispettivamente, sebbene non si possa precludere l'esistenza di più di due tassi di disoccupazione di equilibrio. Coerentemente con quanto asserito da Bianchi e Zoega (1998), questi punti possono essere interpretati come *shift points* che riflettono cambiamenti del valore medio (*shifting mean value, SMV*), i quali potrebbero riflettere movimenti del ciclo economico o cambiamenti strutturali, nel senso di cambiamenti in media

permanenti della disoccupazione, ovvero variazioni del tasso di disoccupazione di equilibrio. Infatti in presenza di cambiamenti di regime, la densità della distribuzione di frequenza del tasso di disoccupazione dovrebbe essere multimodale, con il numero di mode nelle densità corrispondenti al numero di stati nelle serie.

Come si è accennato, sono state effettuate stime ricorsive sul campione per verificare la stabilità dei vettori di cointegrazione, del test della traccia e degli autovalori. Dalla figura 5.5, si può notare che i vettori di cointegrazione beta, con le restrizioni di sovraidentificazione imposte, presentano dei parametri non costanti nel tempo, a riprova di un qualche *break* strutturale avvenuto, in particolare modo negli anni '70 e '80 con gli shock petroliferi, visibile anche dalla figura 5.6 degli autovalori, dalla quale si evince qualche cambiamento di regime. Quando si ripete l'analisi ricorsiva, limitatamente al periodo 1996:1-2001:4, si può notare dalle figure 5.7 e 5.8 un andamento costante delle relazioni di equilibrio, relativamente ai vettori corretti dagli effetti della dinamica di breve periodo, e degli autovalori, periodo che coincide con un certo assestamento dell'economia italiana, sia dal punto di vista monetario, con il rientro della lira negli accordi di cambio europei, e la successiva entrata nella moneta unica, sia dal punto di vista fiscale, con le politiche economiche per il rientro del deficit pubblico e dell'inflazione, in accordo al rispetto dei parametri del trattato di Maastricht. L'aver identificato dei *break* strutturali denota, come abbiamo visto dall'analisi ricorsiva, che le relazioni di equilibrio sono cambiate nel tempo, quindi dopo uno shock negativo che causa, ad esempio, una variazione negativa nella relazione tra occupazione e salario, relativa al primo *beta vector*, successive moderazioni salariali nelle contrattazioni, o un incremento nel prodotto nazionale non indurranno a riportare l'occupazione al livello più elevato precedentemente registrato, a meno che questo shock positivo non sia "grande" abbastanza tale da indurre un altro cambiamento positivo nella relazione di equilibrio. Pertanto, un incremento permanente nella disoccupazione, dovuto ad un fenomeno *break-hysteresis*, tende ad essere resistente rispetto alle misure economiche di rimedio.

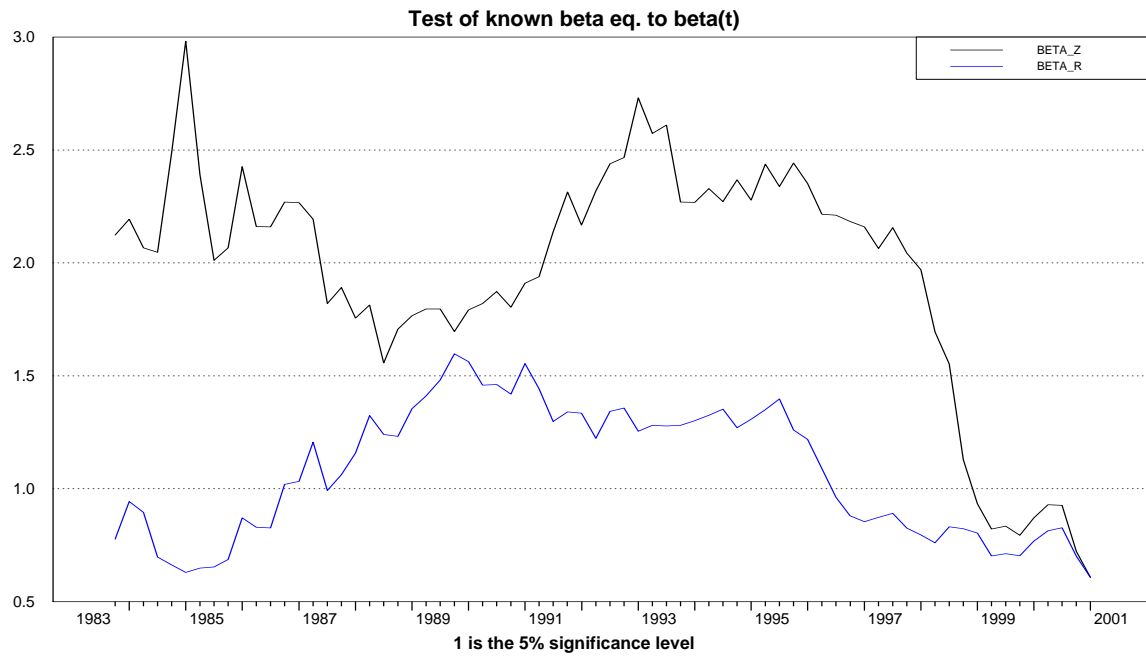


Figura 5.5 test di costanza dei vettori $\hat{\beta}$.

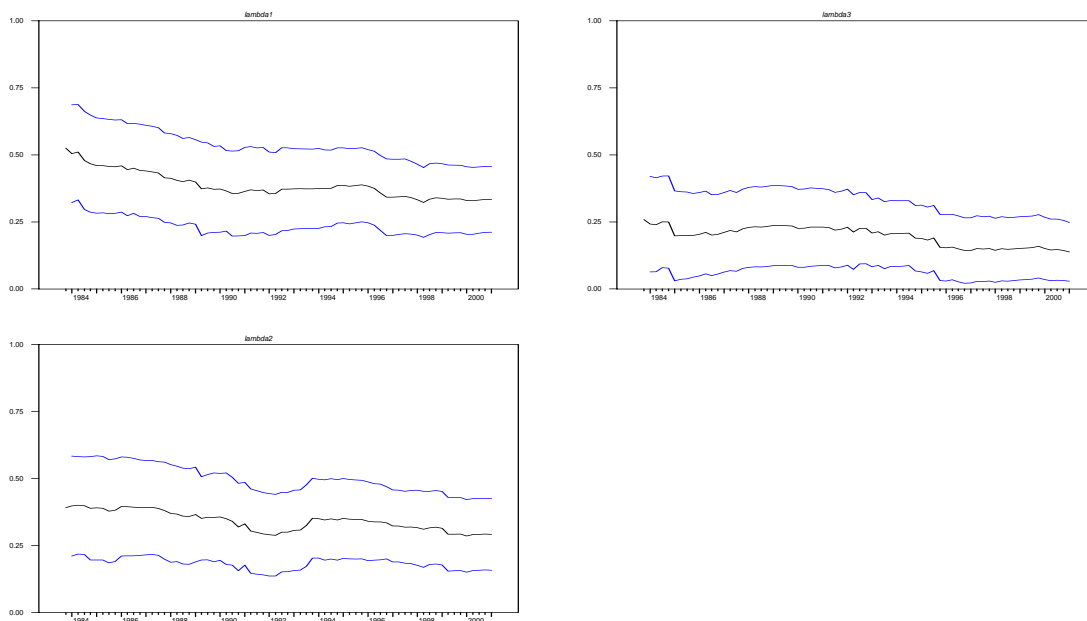


Figura 5.6 – Test di costanza degli autovalori

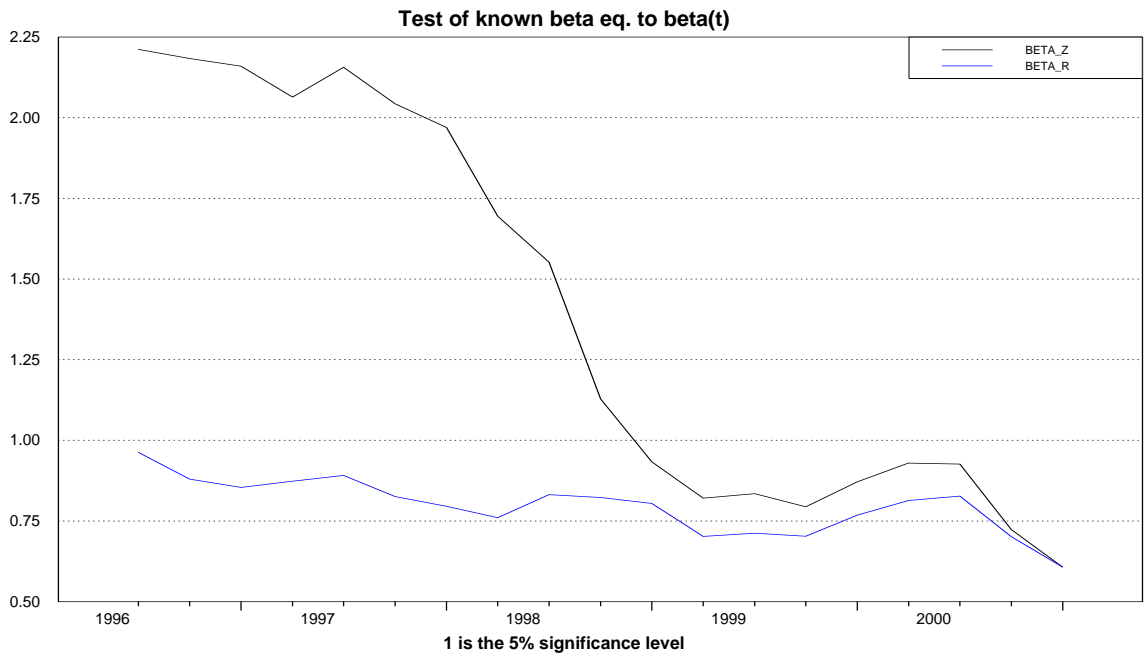


Figura 5.7 – Test di costanza dei vettori $\hat{\beta}$. II° sottocampione.

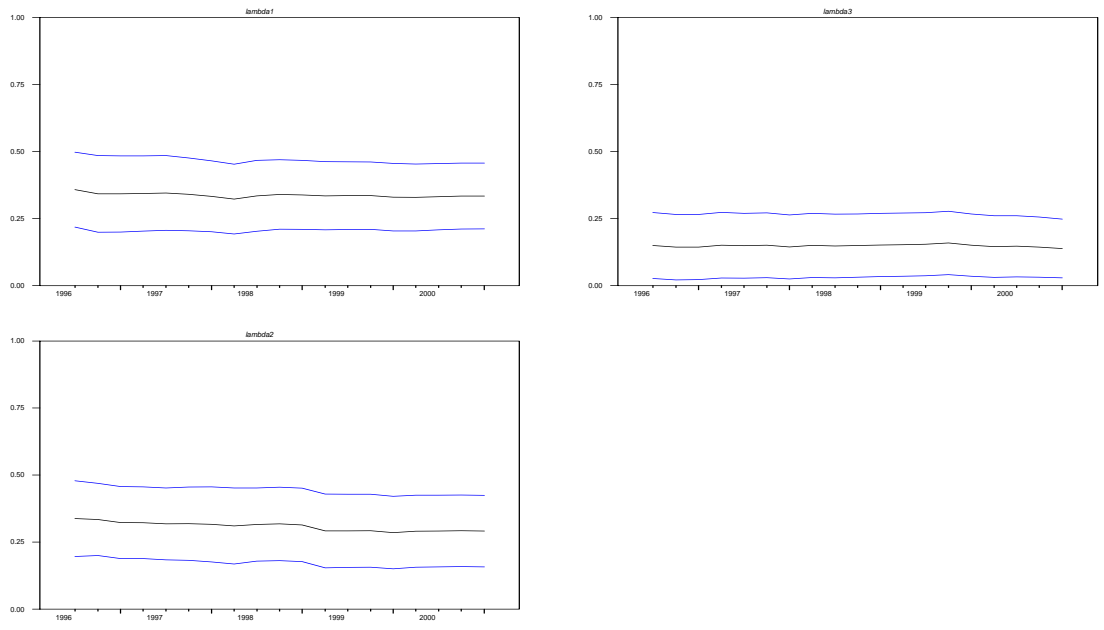


Figura 5.8 – Test di costanza degli autovalori. II° sottocampione.

5.4.2 Identificazione degli shock permanenti e transitori

In questo paragrafo analizzeremo l'evidenza empirica dalle stime del modello di *common trends* e degli shock transitori per il mercato del lavoro italiano.

L'analisi di cointegrazione ci ha condotto ad un modello in favore di tre trend ($k = n - r$), dove k è il numero di trend comuni, n il numero di variabili, r il numero di vettori di cointegrazione, ciò implica la presenza di tre distinte fonti di shock aventi effetti permanenti su almeno alcune delle variabili del vettore y_t .

Ricordiamo solo che qualsiasi vettore di variabili integrate n -dimensionale, guidate da un ridotto numero di trend stocastici comuni, cioè da un vettore k -dimensionale τ_t , con $k < n$ può essere rappresentato da un modello *common trends* strutturale come:

$$5.15) \quad y_t = y_0 + A\tau_t + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i v_{t-i} \quad \text{dove} \quad v_t = \begin{pmatrix} \varphi_t \\ \psi_t \end{pmatrix}$$

y_t è il vettore ($n \times 1$) delle variabili macroeconomiche descritte, y_0 è il vettore di costanti contenente i valori iniziali di y_t e l'influenza di variabili dummies ed esogene, A è la matrice dei moltiplicatori di lungo periodo, ovvero come ogni trend influenza le variabili nel lungo periodo, Φ_i sono le matrici ($n \times n$) che forniscono un'ampia descrizione della dinamica di breve periodo, e soddisfano le condizioni che assicurano che il termine $\sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i v_{t-i}$ è stazionario, v_t è un vettore ($n \times 1$) di residui

white-noise con matrice di covarianze definita positiva Σ , φ_t e ψ_t sono due sotto-vettori di k e r

elementi, rispettivamente, tale che $v_t = \begin{bmatrix} \varphi_t \\ \psi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma_k \\ \Gamma_r \end{bmatrix} \varepsilon_t = \Gamma \varepsilon_t$, cioè gli n residui ε_t sono

combinazioni lineari delle innovazioni strutturali, dove φ_t sono le k innovazioni dei trend, e ψ_t le r innovazioni indipendenti delle componenti transitorie, intendendo cioè che non influenzano la componente permanente nella 5.15). Le variabili di trend τ_t seguono un processo *random walk* con *drift*, permettendo che i tassi di crescita delle variabili e dei trend abbiano medie diverse da zero, ovvero hanno una rappresentazione del tipo

$$5.16) \quad \tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t$$

le quali hanno effetti permanenti su ognuna delle variabili, inoltre poniamo che le innovazioni dei trend abbiano varianze unitarie, $E[\varphi\varphi']=I_k$ ²¹. Possiamo riscrivere la 5.15) in termini matriciali in funzione del vettore di variabili oggetto di studio

$$5.17) \begin{bmatrix} n_t \\ p_t \\ y_t - n_t \\ l_t - n_t \\ w_t \\ V_t \end{bmatrix} = y_0 + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathcal{G}_t \\ \omega_t \\ \xi_t \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \begin{bmatrix} \varphi_{y,t-i} \\ \varphi_{u,t-i} \\ \varphi_{d,t-i} \\ \psi_{w,t-i} \\ \psi_{s,t-i} \\ \psi_{n,t-i} \end{bmatrix}$$

La matrice $A_{(6 \times 3)}$ rappresenta la matrice dei moltiplicatori di lungo periodo dai tre shock permanenti, sulla quale, attraverso le relazioni di cointegrazione abbiamo $\beta'A=0$, ovvero $rk = 9$ restrizioni, mentre, come si è già delineato in precedenza, può essere naturale vedere come deviazioni dal trend, cioè il termine $\sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i v_{t-i}$ come una misura del ciclo economico, e deve essere fatto notare che

le componenti di trend sono indipendenti tra loro, ma non lo sono con le componenti cicliche, con le quali possono essere correlate, come si può notare dal vettore v_t , che comprende anche le innovazioni dei trend, che possono quindi influire anche nel breve periodo.

Allo scopo di identificare esattamente i trend empirici e i coefficienti a_{ij} nell'equazione 5.17), sappiamo che è necessario imporre tre restrizioni aggiuntive $(k(k-1)/2)$ sui coefficienti dei trend comuni, oltre a quelle fornite dai vettori di cointegrazione, per identificare gli elementi della matrice A nella 5.15). Allo scopo di ottenere l'identificazione del modello di trend comuni, si effettuano delle assunzioni sulla natura dei tre shock permanenti nel sistema: si considera uno shock di tecnologia, uno nominale di inflazione, e un disturbo di domanda aggregata. La parte permanente 5.16) della rappresentazione *common trends*, è il seguente *random walk* a tre componenti:

$$\begin{pmatrix} \mathcal{G}_t \\ \omega_t \\ \xi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_y \\ \mu_u \\ \mu_d \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathcal{G} \\ \omega \\ \xi \end{pmatrix}_{t-1} + \begin{pmatrix} \varphi_{y,t} \\ \varphi_{u,t} \\ \varphi_{d,t} \end{pmatrix}$$

La prima restrizione, concordemente con l'analisi esposta in precedenza, è che il trend di domanda aggregata non ha effetti sui prezzi in quanto si suppone ci si stia muovendo entro il *range*

²¹ L'assunzione essenziale è che la matrice di varianze e covarianze delle innovazioni ai trend sia diagonale affinché possano essere interpretati come disturbi strutturali, l'ipotesi aggiuntiva che è uguale all'unità è solo per convenzione.

di equilibri macroeconomici, con le imprese che variano la quantità ma non i prezzi, e che non ha effetti sulla produttività nel lungo periodo, quando però non si adotta questa restrizione, ma in alternativa si ipotizza un'assenza di effetti di lungo periodo sul salario reale, si ha un incremento netto di produttività e quindi effetti reali sul prodotto nel lungo periodo. Questa ipotesi alternativa, viene riportata in seguito nella tabella 5.3 nell'ultima colonna, accanto all'ipotesi iniziale, e nella Figura di risposta all'impulso 5.12. L'altra restrizione è quella di una neutralità che uno shock all'innovazione del trend di inflazione ha sulla produttività del lavoro.

Analizziamo ora nel dettaglio l'importanza e la reazione agli shock permanenti e transitori che colpiscono il mercato del lavoro italiano, attraverso le funzioni di risposta di impulso (IRF) e la scomposizione dell'errore di previsione della varianza (FEVD). L'interesse è incentrato particolarmente su come reagisce la disoccupazione a determinati shock specifici, sulla velocità con la quale un disequilibrio sul mercato del lavoro scompare e sulle possibili fonti di persistenza. I coefficienti a_{ij} di impatto di lungo periodo della matrice A nella 5.15) sono dati nella Tabella 5.3.

Variabile	ϑ_t	ω_t	ξ_t	$\xi_{t,a}$
n	-0.007362 (0.00431)	0.002248 (0.00196)	0.003326 (0.000607)	0.001626 (0.000249)
p	-0.001446 (0.00414)	0.006600 (0.002798)	0.000000 (-)	0.000000 (-)
$y-n$	0.006890 (0.003105)	0.000000 (-)	0.000000 (-)	0.001626 (0.000249)
$l-n$	0.002294 (0.00299)	-0.004041 (0.002027)	-0.001825 (0.000315)	-0.001525 (0.000207)
w	0.002107 (0.001056)	0.000332 (0.00029)	0.000492 (0.000009)	0.000000 (-)
V	0.000377 (0.000271)	0.000331 (0.000166)	0.000141 (0.00003)	0.000244 (0.00004)

* Tra parentesi sono riportati gli *standard errors*.

Tabella 5.3 – Coefficienti stimati della matrice di impatto A .

L'interpretazione di ognuno dei coefficienti a_{ij} è tale che esso misura l'effetto di lungo periodo sulla i -esima variabile endogena da uno shock unitario alla j -esima innovazione di trend, ad esempio, si può vedere nella Figura 5.11 che uno shock unitario all'innovazione nel terzo *common trend* di

domanda aggregata provoca una diminuzione permanente della disoccupazione approssimativamente di -0.18 per cento nel lungo periodo, e un effetto positivo sulla capacità produttiva, per la quale in questo contesto di lungo periodo, presumibilmente si dovrà immaginare che le imprese si dotino di nuova capacità produttiva, dovuta a variazioni della domanda aggregata percepite come persistenti, le quali tenderanno a stimolare incrementi negli investimenti e quindi della capacità installata, in quanto lo stock di capitale esistente è inadeguato per impiegare la forza lavoro corrente. Ai fini della spiegazione del fenomeno dell'isteresi, si può notare dalla Fig. 5.11, ad esempio, che da uno shock all'innovazione del trend di domanda aggregata, la capacità produttiva reagisce positivamente, sebbene con andamento ciclico, quando la capacità produttiva si stabilizza sul livello di *steady state*, riassorbendo parzialmente l'impulso, l'effetto sulla disoccupazione è permanente, visto il suo moltiplicatore di lungo periodo, ovvero lo shock agisce permanentemente sul tasso di disoccupazione. Il processo di disoccupazione non ha una tendenza ad invertire verso il suo livello di equilibrio iniziale. Dato che quella rappresentata è la componente permanente della disoccupazione, se ne deduce che il tasso di disoccupazione di equilibrio può subire continue variazioni a causa del fenomeno dell'isteresi, per cui variazioni del tasso di disoccupazione effettivo provocano modifiche al tasso di disoccupazione di equilibrio che si sposta con esso, implicando un'evoluzione di equilibri distinti con differenti dinamiche di spostamenti da un equilibrio ad un altro. L'ultima colonna della Tabella 5.3 riporta i moltiplicatori del trend di domanda aggregata nel caso in cui si ipotizza una restrizione di lungo periodo sul salario piuttosto che sulla produttività, coerentemente con le ipotesi espresse in precedenza di una vischiosità di prezzi e salari entro il range di equilibri macroeconomici. Come si può notare, l'effetto sulla disoccupazione è simile, mentre la produttività, ora non più vincolata, subisce un effetto netto positivo, e, dato l'incremento di occupazione, si ha un effetto positivo permanente sul prodotto, confermando l'ipotesi esposta in precedenza, che shock positivi di domanda aggregata, sotto certe ipotesi, possono avere effetti permanenti positivi sul prodotto e sulla disoccupazione anche nel lungo periodo: il sentiero dinamico si può vedere anche dalla Fig. 5.12; le IRF degli altri due trend, rispetto a questa nuova restrizione non vengono riportati in quanto producono risultati analoghi ai precedenti. Esaminando i risultati nella Tabella 5.3, possiamo notare che sono coerenti con il modello teorico specificato. Ad esempio, uno shock unitario all'innovazione del trend di tecnologia (la prima colonna della Tab. 5.3 e la Fig. 5.9) conduce ad una crescita della produttività e tende ad avere effetti positivi sui salari reali, presumibilmente in un'ottica di *efficiency wages*, e sulla disoccupazione nel lungo periodo, ed effetti negativi sull'occupazione, dove il prodotto e la disoccupazione possono entrambi crescere simultaneamente. La reazione dell'occupazione è dovuta probabilmente ad effetti di un progresso

tecnico *labour saving*.²² Una crescita graduale nella produttività, normalmente sarà associata a salari reali più elevati nel lungo periodo, e quindi un più elevato reddito reale. In questo senso, la crescita della produttività crea i presupposti per una domanda di prodotto più elevata, sebbene tale processo sia compatibile, nel breve periodo, con occasionali deficienze di domanda aggregata che possono indurre a delle recessioni. Quello che emerge dalle tendenze di lungo periodo, è che la disoccupazione è significativamente influenzata dagli shock nominale di inflazione e di domanda aggregata (seconda colonna e terza colonna della Tab. 5.3, rispettivamente) negativamente, coerentemente con le argomentazioni teoriche esposte in precedenza. Infatti, dalle Figg. 5.11 e 5.12, possiamo notare come uno shock unitario positivo all'innovazione del trend di domanda aggregata, avendo ipotizzato che l'economia operi nella logica di un *range* di equilibri macroeconomici, provoca una diminuzione permanente nel tasso di disoccupazione, contrariamente a quanto avviene quando si ipotizzano mercati di concorrenza perfetta, in cui shock di domanda aggregata hanno effetti transitori, solo di breve periodo, sulle variabili reali. Nella Fig. 5.11 si noti la reazione dei salari allo shock di domanda aggregata: inizialmente si ha una breve tendenza ad un andamento anticiclico, probabilmente dovuta alla vischiosità dei prezzi (in questo caso diminuiscono meno dei salari monetari), il cui andamento, nel breve e medio periodo non è vincolato ad essere nullo, ma dopo cinque trimestri iniziano a crescere, fino a raggiungere il loro valore di *steady state* di lungo periodo, mentre dalla Fig. 5.12 si può notare che i salari reali non hanno un andamento iniziale anticiclico, ma prociclico, presumibilmente dovuto all'ipotesi di restrizione alternativa, per cui si ha un effetto netto positivo sul prodotto. Fattori di domanda, e quindi le politiche economiche, svolgono quindi un ruolo significativo non solo nella determinazione delle fluttuazioni cicliche, ma anche nell'andamento di lungo periodo del prodotto. I loro effetti, sulla base delle ipotesi enunciate, non sembrano esaurirsi nel lungo periodo, quando si mettono in evidenza le caratteristiche di persistenza delle politiche di domanda. Dalla Figura 5.10, possiamo notare gli effetti di uno shock all'innovazione del trend nominale di inflazione, al quale si è voluta dare questa connotazione, in quanto, come si può notare, uno shock all'innovazione di questo trend comporta un effetto positivo sui salari reali, spinti inizialmente dai salari monetari, mentre i prezzi sono più vischiosi e non aumentano immediatamente, ma dal successivo periodo iniziano a seguire i salari, innescando così una spirale salari-prezzi, pertanto, diminuzioni permanenti della disoccupazione possono avvenire solo a prezzo di un'inflazione crescente, coerentemente con una visione del funzionamento di una curva di Phillips, che in questo caso presenta un *trade-off* anche nel lungo periodo: rigidità e vischiosità dei prezzi e salari impediscono che vi sia completa neutralità e quindi inefficacia di politiche monetarie e fiscali nel lungo periodo. Quando i salari reali raggiungono il loro valore di

²² Il coefficiente, comunque, ha una scarsa significatività statistica.

steady state, l'incremento dei prezzi, a causa della loro vischiosità verso il basso, continua a permanere ad un valore di lungo periodo intorno allo 0.6 per cento, più che proporzionale all'aumento dei salari reali. Pertanto, in assenza di politiche "accomodanti", incrementi dei salari nominali di breve-medio periodo possono condurre ad incrementi permanenti della disoccupazione, modificando quindi il tasso di disoccupazione di equilibrio, il quale segue quello effettivo nella dinamica di lungo periodo; data la 5.9), la *wage setting*, l'effetto dell'inflazione sui salari reali dipende dal tipo di accordi salariali e dall'esistenza di clausole di indicizzazione, elementi determinanti per l'inflazione e per la sua persistenza, per questo gli si è voluta dare anche la connotazione di trend di disoccupazione di equilibrio.

Dall'analisi svolta, sembra che possano essere individuate due fonti di isteresi nella disoccupazione: shock di domanda aggregata e shock all'innovazione del trend nominale di inflazione, mentre lo shock di tecnologia non appare determinante nel causare persistenza nella disoccupazione, coerentemente con la condizione Layard-Nickell²³ che ipotizza l'assenza di effetti significativi della tecnologia sulla disoccupazione nel lungo periodo, (il coefficiente a_{41} non è statisticamente significativo), risultato che emerge anche dalla successiva analisi della decomposizione dell'errore di previsione della varianza. Infatti, incrementi di produttività possono condurre nel breve periodo ad una più elevata domanda di lavoro e quindi ad uno spostamento verso l'alto della scheda PRW, ma conducono anche ad uno spostamento della BRW a causa di richieste più elevate di salario e per l'incremento del "*reservation wage*", tali che potrebbero annullare qualsiasi effetto di lungo periodo sul NAIRU.

Attraverso l'analisi cointegrazione-*common trends*, possiamo distinguere gli effetti di shock di offerta dagli effetti di shock di domanda, superando i limiti derivanti da analisi di piccoli modelli che non analizzano le componenti permanenti e transitorie delle variabili, i quali pur riuscendo a fornire delle stime di NAIRU derivanti da ipotesi di un unico tasso di disoccupazione di equilibrio, e pur ipotizzando la presenza di una radice unitaria nella disoccupazione e quindi del fenomeno dell'isteresi, ammettono che variazioni nel livello di domanda aggregata cambiano il tasso di disoccupazione attuale, e attraverso questo il NAIRU, ma gli impatti degli shock di offerta e di domanda sul potenziale dell'economia non sono distinguibili. In particolare la loro analisi non può dare una guida su come il NAIRU può essere ridotto incrementando la domanda aggregata. In contrasto, un'analisi che ammette un *range* di tassi di disoccupazione permette la separazione dell'influenza degli shock di domanda e di offerta, entro il quale le politiche di *demand management* possono spingere l'economia senza causare uno stato di inflazione permanentemente crescente.

²³ Cfr. Blanchard e Summers (1986), Layard e Nickell (1986), Layard, Nickell e Jackman (1991).

Come abbiamo esposto in precedenza, per identificare esattamente le innovazioni transitorie, ovvero le rimanenti tre righe della matrice Γ^{-1} , sono necessarie $r(r-1)/2$ restrizioni. Quindi le componenti transitorie sono date da $\psi_t = Q_3^{-1} \omega' \Sigma^{-1} \varepsilon_t$, per cui $\Gamma_r = Q_3^{-1} \omega' \Sigma^{-1}$, dove Q_3 è una matrice triangolare superiore definita così che le innovazioni strutturali sono ortogonali, $Q_3' Q_3 = \omega' \Sigma^{-1} \omega$ dove $\omega = \alpha (U \alpha)^{-1}$ e U è una matrice di selezione (3x6) che definisce le restrizioni transitorie indicando quali delle variabili non esibiscono risposta a particolari innovazioni transitorie nel primo periodo, impedendo la risposta della variabile solo nel primo periodo, ma permettendone la risposta in tutti i periodi successivi. Per le restrizioni viene ipotizzato che il primo shock transitorio non ha effetti immediati sulla produttività del lavoro e sull'utilizzo della capacità produttiva, l'altra restrizione è quella che il terzo shock transitorio di domanda di lavoro, non ha effetti immediati sull'occupazione. La figura 5.13 rappresenta le funzioni di risposta all'impulso di uno shock all'innovazione della prima componente transitoria. Questo disturbo transitorio può essere descritto come shock salariale, a cui segue un aumento della disoccupazione. Non appena i prezzi iniziano a seguire l'aumento salariale, dovuto presumibilmente inizialmente ad uno shock dei salari nominali e/o ad uno shock temporaneo alla domanda aggregata, ravvisabile, in figura, dall'incremento del grado di utilizzo della capacità produttiva, il tasso di disoccupazione e i salari reali tendono a diminuire, anche se questi ultimi come si può notare presentano una certa vischiosità verso il basso che si protrae nel tempo²⁴. La seconda innovazione transitoria può essere descritta come uno shock allocativo settoriale. Dalla Figura 5.14 possiamo vedere che inizialmente la distruzione di lavoro eccede la creazione, poiché la riallocazione è costosa, così la disoccupazione può aumentare nel breve periodo, ma una volta che la riallocazione si è stabilizzata, la disoccupazione può essere riassorbita. Il salario reale inizialmente può diminuire a causa dell'aumentata disoccupazione, specialmente se la riallocazione interessa lavoratori meno *skilled*. I lavoratori, quindi, lasciano l'occupazione nel settore in declino e cercano occupazione nel settore in espansione, ad esempio dal settore manifatturiero al settore dei servizi, il quale essendo in espansione ha salari più elevati, facendo sì che questi possano risalire. La Figura 5.15 rappresenta le funzioni di risposta all'impulso di uno shock all'innovazione del terzo disturbo transitorio meglio descritto come shock di domanda di lavoro. Come si è detto, questo disturbo non ha effetti immediati sull'occupazione, ma solo dopo il primo periodo, cioè quando si è avuto uno shock negativo sui salari reali, e quindi le imprese sono indotte a domandare nuova occupazione e ad aumentare l'utilizzo di capacità produttiva. Dopo poco più di un anno lo shock al salario e ai prezzi

²⁴ L'esercizio di simulazione ripetuto per ottanta periodi (20 anni), mostrava ancora una vischiosità dei salari reali verso il basso, mentre lo shock all'inflazione veniva completamente riassorbito.

vengono riassorbiti, mentre l'occupazione a causa di varie rigidità del mercato del lavoro presenta un riassorbimento molto più lento.

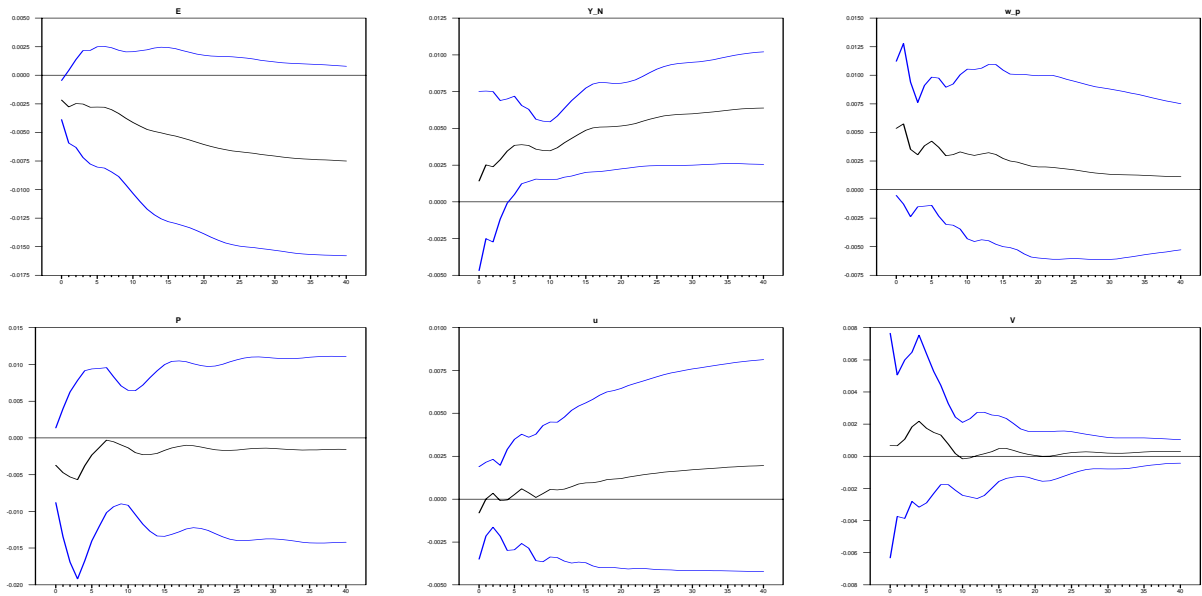


Figura 5.9 - IRF ad uno shock unitario all'innovazione del trend di tecnologia

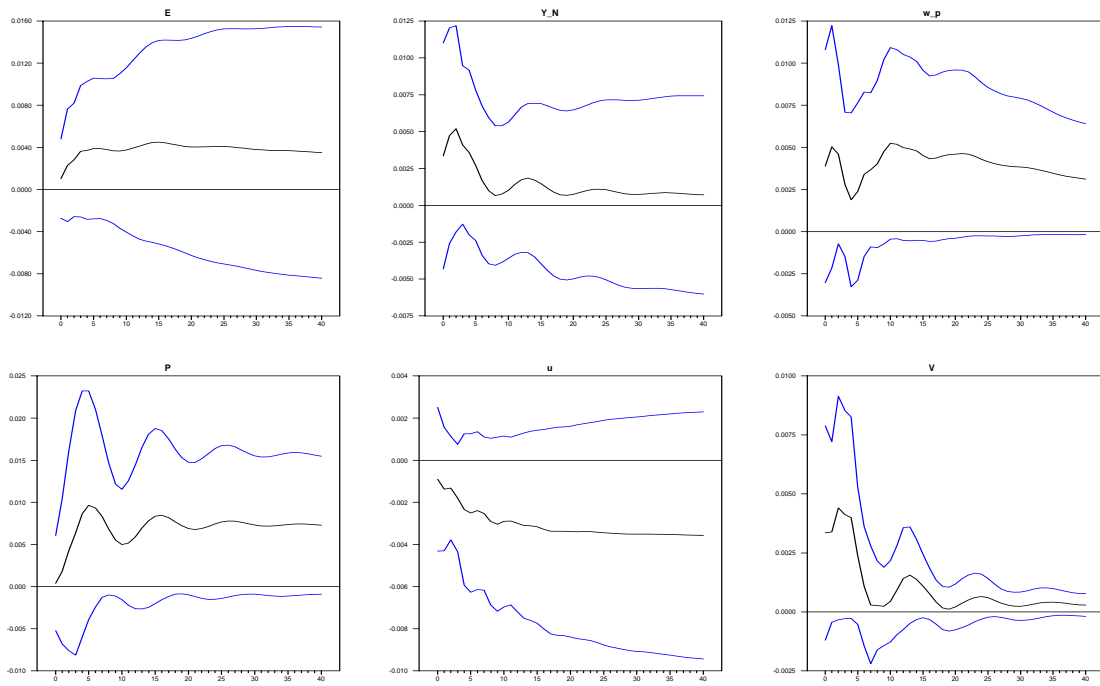


Figura 5.10 - IRF ad uno shock unitario all'innovazione del trend di inflazione/disoccupazione di equilibrio

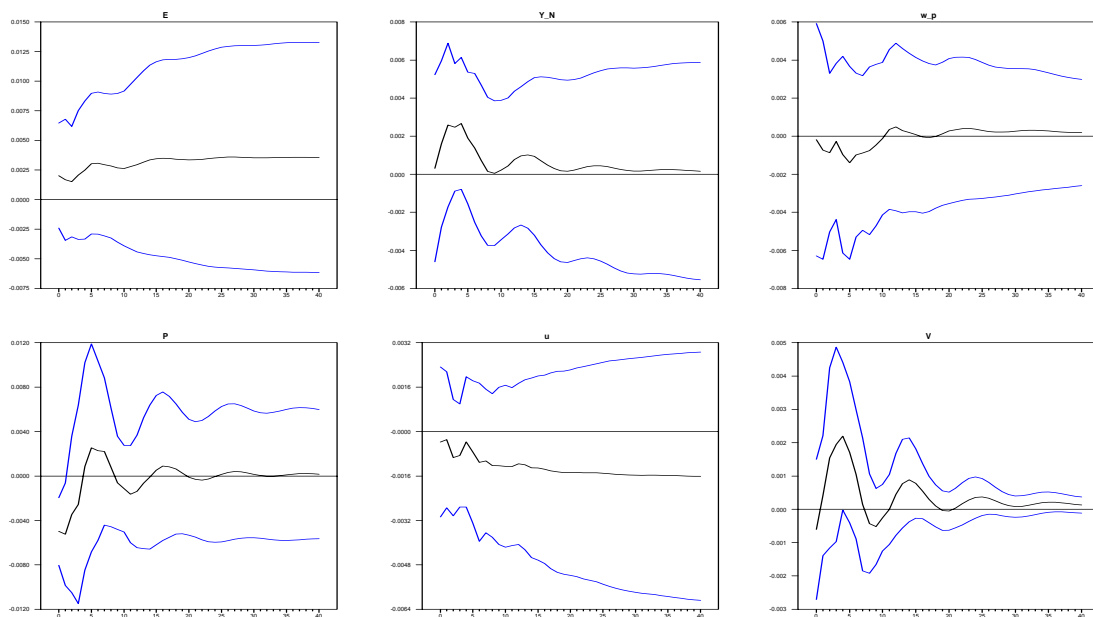


Figura 5.11 - IRF ad uno shock unitario all'innovazione del trend di domanda aggregata

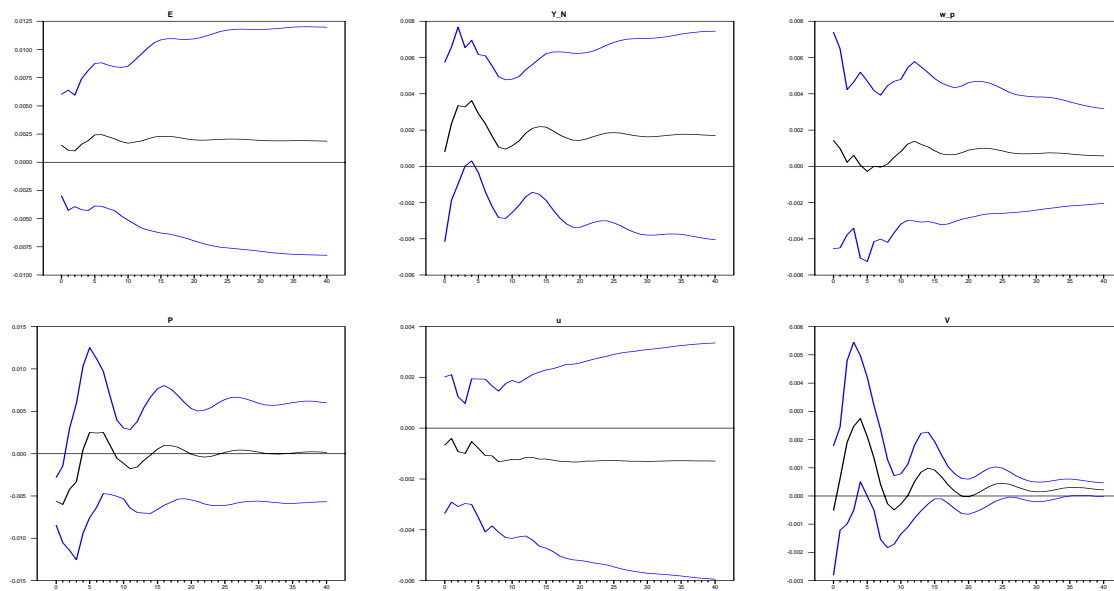


Figura 5.12 - IRF ad uno shock unitario all'innovazione del trend di domanda aggregata nel caso della restrizione alternativa di effetto non nullo sulla produttività

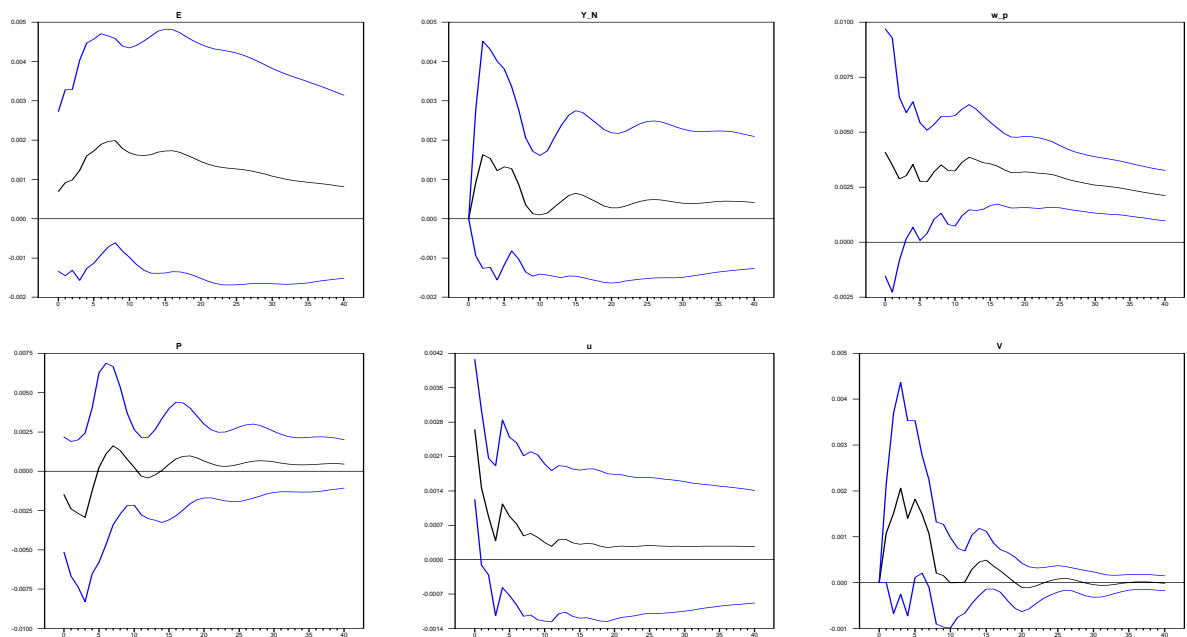


Figura 5.13 - Funzioni di risposte di impulso al I° shock transitorio salariale

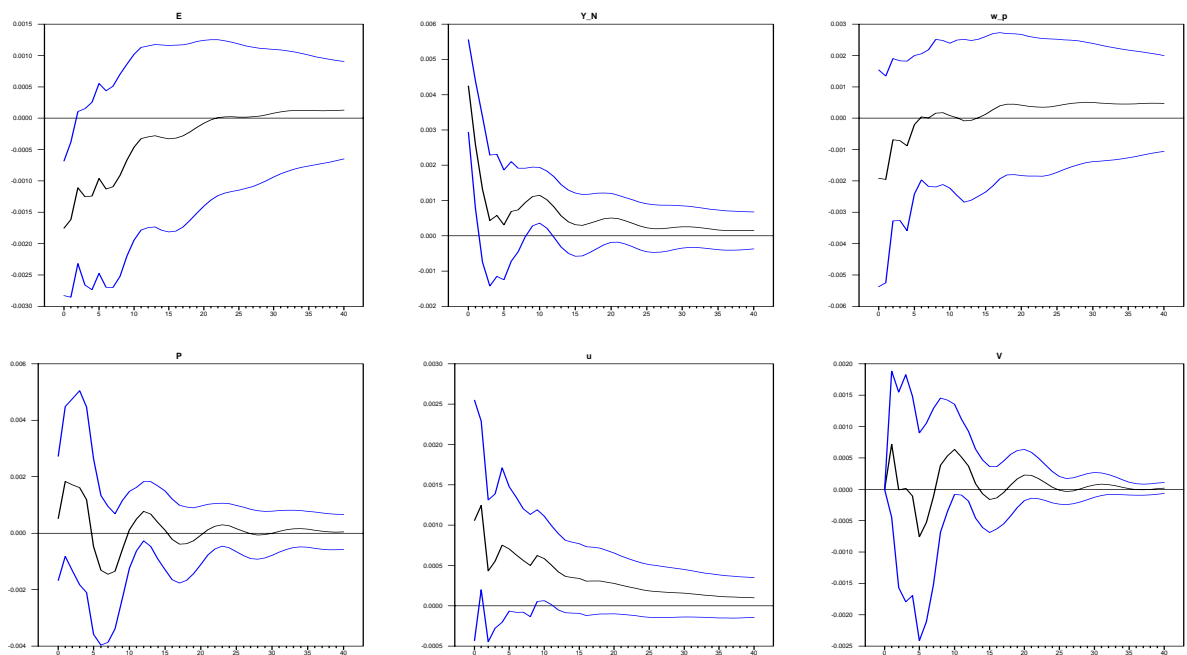


Figura 5.14 – Funzioni di risposte di impulso al II° shock transitorio allocativo settoriale

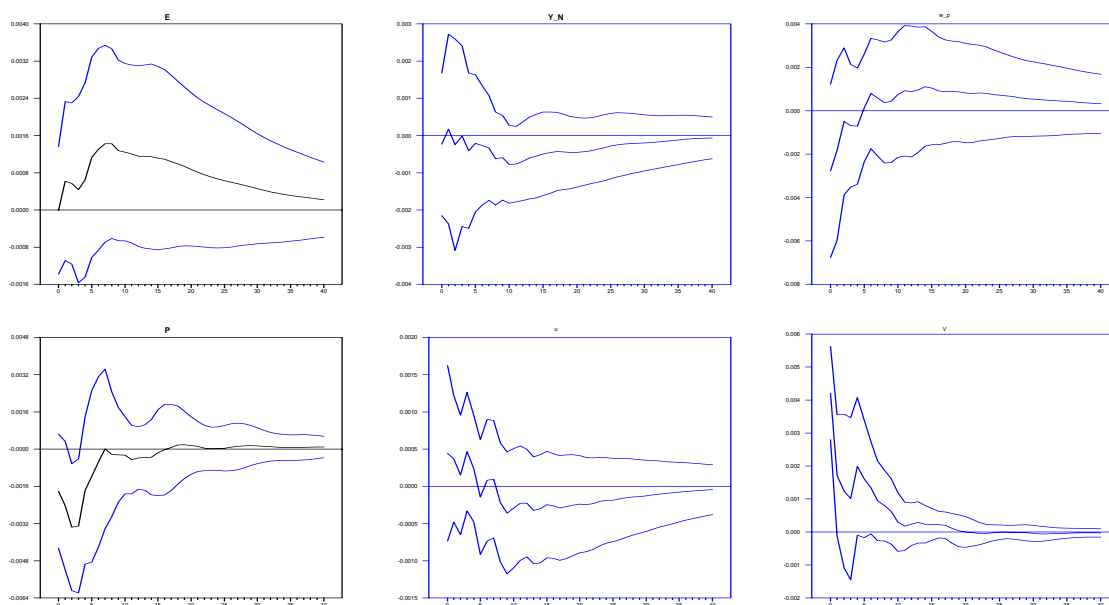


Figura 5.15 – Funzioni di risposta di impulso al III° shock transitorio di domanda di lavoro

5.4.3 Scomposizione dell'errore di previsione della varianza

Tempo	$\varphi_{y,t}$	$\varphi_{u,t}$	$\varphi_{d,t}$	$\psi_{w,t}$	$\psi_{s,t}$	$\psi_{n,t}$	$\varphi_{i,t}$	$\psi_{i,t}$
1	0,031	0,116	0,053	0,707	0,063	0,030	0,200	0,800
2	0,029	0,233	0,063	0,582	0,058	0,036	0,325	0,675
3	0,034	0,263	0,118	0,507	0,047	0,031	0,415	0,585
4	0,028	0,337	0,147	0,411	0,037	0,041	0,512	0,488
8	0,031	0,506	0,165	0,253	0,017	0,028	0,702	0,298
12	0,025	0,573	0,200	0,170	0,014	0,018	0,798	0,202
16	0,024	0,607	0,206	0,137	0,013	0,014	0,837	0,163
20	0,022	0,635	0,209	0,111	0,012	0,011	0,866	0,134
30	0,018	0,680	0,210	0,074	0,011	0,007	0,908	0,092
40	0,017	0,709	0,206	0,054	0,010	0,005	0,932	0,068

Note: dalla colonna 1 alla 3 sono riportati i valori relativi agli shock permanenti, dalla colonna 4 alla 6 quelli relativi agli shock transitori. La colonna 7 è relativa all'effetto congiunto degli shock permanenti, la colonna 8 è relativa all'effetto congiunto degli shock transitori.

Tab. 5.4 – FEVD del tasso di disoccupazione

La Tabella 5.4 riporta la decomposizione dell'errore di previsione della varianza per il tasso di disoccupazione, dalla quale si può notare che nel breve periodo le componenti transitorie, come era prevedibile, hanno un ruolo determinante nello spiegare la varianza della disoccupazione, in particolare lo shock transitorio di salario. Dopo due anni, l'effetto congiunto delle componenti permanenti è del 70% e del 30% per le componenti transitorie, dopo quattro anni lo shock di inflazione spiega circa il 60%, quello di domanda aggregata circa il 21%, gli shock transitori continuano a spiegare ancora una parte rilevante della varianza, del 16% circa, a riprova di una certa persistenza degli shock transitori anche nel medio-lungo periodo. Lo shock di tecnologia, coerentemente con la condizione Layard-Nickell, spiega assai poco dell'errore di previsione della varianza della disoccupazione. I risultati confermano quanto evidenziato da Bean (1994), per cui non c'è una singola causa della crescita della disoccupazione. Si può vedere che shock differenti possono spiegare la disoccupazione a differenti orizzonti temporali. Meccanismi di propagazione vischiosi conducono ad avere effetti degli shock transitori per periodi abbastanza lunghi, mettendo in risalto un elevato grado di inerzia del mercato del lavoro italiano.

Tempo	$\varphi_{y,t}$	$\varphi_{u,t}$	$\varphi_{d,t}$	$\psi_{w,t}$	$\psi_{s,t}$	$\psi_{n,t}$	$\varphi_{i,t}$	$\psi_{i,t}$
1	0,224	0,001	0,612	0,094	0,014	0,055	0,837	0,163
2	0,170	0,001	0,583	0,115	0,075	0,056	0,754	0,246
3	0,138	0,021	0,480	0,130	0,152	0,080	0,639	0,361
4	0,112	0,060	0,397	0,136	0,212	0,083	0,569	0,431
8	0,057	0,365	0,210	0,074	0,243	0,050	0,633	0,367
12	0,052	0,424	0,189	0,072	0,215	0,048	0,665	0,335
16	0,045	0,467	0,167	0,072	0,203	0,046	0,680	0,320
20	0,043	0,528	0,144	0,064	0,180	0,041	0,715	0,285
30	0,048	0,610	0,111	0,057	0,140	0,034	0,769	0,231
40	0,061	0,665	0,088	0,049	0,110	0,027	0,814	0,186

Tab. 5.5 – FEVD del tasso di inflazione

Nella Tab. 5.5, si può notare che nel breve periodo, entro un anno, lo shock di domanda aggregata spiega circa il 40% della varianza dell'inflazione, il trend nominale o di disoccupazione di equilibrio il 6%, lo shock di tecnologia l'11%, gli shock transitori spiegano ancora il 43% della scomposizione. Nel lungo periodo, il trend nominale arriva a spiegare circa il 67% della varianza,

del tasso di inflazione, ma gli shock transitori congiunti spiegano ancora circa il 19%, evidenziando anche qui una loro persistenza per un intervallo temporale molto lungo.

6. Conclusioni

Uno degli aspetti che emerge dall'analisi sin qui svolta è che cambiamenti endogeni del comportamento privato, dopo uno shock temporaneo che crea disoccupazione, rende il concetto di un unico tasso di disoccupazione di equilibrio troppo stringente come descrizione della disoccupazione strutturale. La prolungata alta disoccupazione europea, e in particolare quella italiana, ad esempio, è generalmente considerata come il risultato combinato di shock macroeconomici e rigidità istituzionali che hanno contribuito ad una disoccupazione persistente, pertanto, la disoccupazione ciclica è stata considerata essersi trasformata in disoccupazione strutturale. Il risultato è una forte dipendenza del tasso di disoccupazione dalla sua storia passata, per cui è ragionevole allargare il concetto di disoccupazione strutturale per includere anche la disoccupazione persistente. Da questa idea generale di *path-dependence*, si è cercato di passare ad una definizione e descrizione del fenomeno dell'isteresi, e in particolare, si è voluta accentrare l'attenzione sulla possibilità, a questo fenomeno legata, che possano esistere equilibri multipli macroeconomici connessi con un *range* di tassi di disoccupazione di equilibrio. La possibilità che il NAIRU si modifichi nel tempo in relazione agli shock che colpiscono il tasso di disoccupazione effettivo, ha delle implicazioni importanti dal punto di vista della gestione delle politiche economiche, oltre che mettere in discussione le stime puntuali del NAIRU prodotte in letteratura, le quali si basano su una visione distinta tra disoccupazione strutturale e ciclica, e sull'assunzione che solo shock di offerta sono in grado di incidere permanentemente sulla disoccupazione di equilibrio. Il fenomeno dell'isteresi, e l'ammissione di esistenza di un *range* di NAIRU, implicano il recupero del ruolo delle politiche di *demand management*, le quali possono agire entro questo intervallo di tassi di equilibrio, consentendo di raggiungere degli equilibri stabili nel tempo, ovvero all'interno del *range* la curva di Phillips presenta un tratto orizzontale, i cui valori estremi dei tassi di disoccupazione vengono determinati sia da politiche di offerta, che possono incidere sulle decisioni massimizzanti delle imprese nel mantenere invariati i prezzi, sia da politiche di domanda che determinano l'equilibrio entro il *range*, ma che possono contribuire a determinare anche gli estremi del *range*, quando possono modificare le preferenze, consumi e tempo libero degli agenti economici, modificando quindi alcune caratteristiche strutturali fondamentali della disoccupazione di equilibrio. Le fonti delle fluttuazioni del mercato del lavoro, e in particolare, la natura delle relazioni tra salari reali, disoccupazione e domanda aggregata è stata esaminata in molti studi negli anni più recenti, nei quali sono emerse questioni circa l'importanza relativa di shock di domanda e

di offerta, e sulle velocità di aggiustamento nei mercati del lavoro. Queste problematiche spesso sono state indirizzate entro una visione di modelli a correzione dell'errore di poche equazioni. In questo lavoro, dopo un'esposizione della teoria economica e delle metodologie econometriche sottostanti, si prende in considerazione un modello di *cointegration common-trends* del mercato del lavoro, cercando di superare le limitazioni poste dai piccoli modelli citati. In particolare, ipotizzando il funzionamento del sistema economico in regime di concorrenza imperfetta, si suggerisce che il *set* di variabili che formano il modello del mercato del lavoro oggetto di studio, siano guidate da tre trend stocastici comuni. L'identificazione di tre shock permanenti e tre shock transitori, entro la struttura di analisi di trend stocastici comuni, rende possibile studiare il comportamento dinamico del sistema dopo che questi è colpito da differenti shock. Si interpretano i tre trend come uno di tecnologia, uno di inflazione-disoccupazione di equilibrio e uno di domanda aggregata. Dall'analisi emerge che le fluttuazioni di lungo periodo della disoccupazione sono attribuibili principalmente ai trend di domanda aggregata e nominale, quest'ultimo shock avviato presumibilmente da un impulso ai salari monetari, i quali esercitano i loro maggiori effetti nel breve-medio periodo. I due trend sembrano essere le principali fonti di isteresi nella disoccupazione: infatti shock di domanda aggregata modificano permanentemente la disoccupazione nel lungo periodo, dati i moltiplicatori risultanti e le IRF conseguenti gli shock all'innovazione del trend, e concordemente con quanto esposto sulla teoria degli equilibri macroeconomici multipli, questa persistenza nella disoccupazione nel lungo periodo, attraverso il fenomeno dell'isteresi, modifica nel tempo gli estremi del *range* NAIRU. Il trend tecnologico, concordemente con la condizione Layard-Nickell, non sembra possa avere effetti statisticamente significativi di lungo periodo sulla disoccupazione. I tre shock transitori, in particolare quello salariale, fanno registrare una certa persistenza mantenendo i loro effetti, in modo particolare sulla disoccupazione, per periodi molto lunghi, facendo emergere la natura vischiosa che caratterizza salari e prezzi. Il terzo shock transitorio di domanda di lavoro, presenta anch'esso una certa persistenza sull'occupazione, indicandone una qualche forma di rigidità, che può essere di carattere istituzionale e/o contrattuale, dato l'andamento scaglionato dei contratti di lavoro, la cui influenza può avere i suoi maggiori effetti nel breve-medio periodo. Ponendo insieme i risultati dell'analisi di cointegrazione e di *common trends* si può concludere che, relativamente al tentativo di interpretazione posto con queste analisi, la disoccupazione di lungo periodo, e il fenomeno dell'isteresi nella disoccupazione, subiscono i loro maggiori effetti da una combinazione di due differenti fenomeni: da un lato shock di domanda aggregata positivi conducono a diminuzioni permanenti della disoccupazione, provocando anche mutamenti del tasso di disoccupazione di equilibrio, dall'altro shock nominali possono condurre a diminuzioni della disoccupazione,

immaginando che il sistema economico operi al di fuori del *range* di equilibri macroeconomici, ma al costo di una spirale inflazionistica salari-prezzi, pertanto, in assenza di un comportamento “accomodante” delle autorità monetarie, tali shock si tradurrebbero in incrementi permanenti della disoccupazione. Presumibilmente, i risultati più interessanti di questo tentativo di esposizione di fatti stilizzati, crediamo possano ricercarsi nell’interpretazione della validità delle politiche di *demand management* anche nel lungo periodo, e negli effetti che tali politiche possano avere nel causare fenomeni di isteresi nella disoccupazione e nella conseguente modifica del NAIRU, a sostegno di quanto ormai da tempo vanno affermando vari autori, sia pure in ottiche di analisi teorica differenti, vuoi che appartengano alla scuola di pensiero keynesiana, nelle sue varie forme ed evoluzioni teoriche, sia che abbiano una visione della teoria della distribuzione alternativa disponibile nel punto di vista basato sul concetto di sovrappiù di Marx e degli economisti classici, secondo i quali non è preclusa

«la possibilità di deficienze di domanda aggregata nel lungo periodo, cioè che la domanda aggregata possa influenzare il ritmo dell’accumulazione.»²⁵

²⁵ Garegnani (1983), p. 10.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Akram, Q. F. (2000), "Multiple unemployment equilibria: Do transitory shocks have permanent effects?", Norges Bank, Research Department, Working Paper n. 1999/06R
- Bagliano, F. C., Golinelli, R., Morana, C. (2002), "Core Inflation in the Euro Area", *Applied Economics Letters*, Vol. 9, n. 6.
- Bean, C. R. (1994), "European Unemployment: A Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXII, pp. 573-619.
- Bean, C. R., Layard, P. R. G., Nickell, S. J. (1986), "The Rise in Unemployment: A Multi-country Study", *Economica*, 53, Supplement, S1-S22
- Belke, A., Göcke, M. (1997), "Multiple equilibria in German employment - Simultaneous identification of structural breaks", W.P. n. 97107, Tilburg University, Center for Economic Research, Netherlands.
- Bergström, V., Vredin, A., (Eds.) (1994) *Measuring and Interpreting Business Cycles*, Clarendon Press, Oxford.
- Beveridge, S., Nelson, C. R. (1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle' ", *Journal of Monetary Economics*, March 1981, 7, pp. 151-74.
- Bianchi, M., Zoega, G. (1998), "Unemployment persistence: does the size of the shock matter?", *Journal of Applied Econometrics*, 13, p. 283-304.
- Blanchard, O. J., 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., Summers, L. H. (1987), "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, 31, pp. 288-295.
- Camacho, M. (2001), *Three essays in nonlinear macroeconometrics*, Ph.D. dissertation, Universitat Autònoma de Barcelona, Spain.
- Carlin, W., Soskice, D. (1990), *Macroeconomics and the Wage Bargain*, Oxford, Oxford University Press, ed. It. CLUEB, Bologna, 1992.
- Carstensen, K., Hansen, G. (2000), "Cointegration and common trends on the West German labour market", *Empirical Economics*, 25, pp. 475-93.
- Chiarini, B., Piselli, P. (2001), "Identification and dimension of the NAIRU", *Economic Modelling*, 18, pp. 585-611.

- Cross, R. (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*, C.U.P., pp. 181-200.
- De Vincenti, C. (2001), "Customer Markets, Inflation and Unemployment in a Dynamic Model with a Range of Equilibria", *Metroeconomica*, 52:1 (2001), pp. 1-25.
- Dickey, D.A., W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-72.
- Dolado, J. J., Lòpez-Salido J. D. (1996), "Hysteresis and Economic Fluctuations (Spain, 1970-94)", *CEPR*, Discussion Paper n. 1334.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, John Wiley.& Sons, Inc..
- Engle, R. F., C. W. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 2, pp. 251-76.
- Garegnani, P. (1983), "Due vie alla domanda effettiva: un commento a Kregel", in Kregel J. A. (a cura di), *Distribution, Effective Demand and International Economic Relations*, Macmillan, London.
- Giavazzi, F., Wyplosz, C. (1985), "The Zero Root Problem: A Note on the Dynamics of the Stationary Equilibrium in Linear Models", *Review of Economic Studies*, 52 (2), pp. 353-57.
- Golinelli, R. (1998), "Fatti stilizzati e metodi econometrici «moderni»: una rivisitazione della curva di Phillips per l'Italia (1951-1996)", *Politica Economica*, n. 3, dicembre 1998, pp. 411-46.
- Gottfries, N., Horn, H. (1987), "Wage formation and the persistence on unemployment", *The Economic Journal*, 97, pp. 877-84.
- Granger, C. W. J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and their use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, 16, pp. 121-30.
- Greiner, A., Semmler, W. (2001), "Monetary Policy, Multiple Equilibria and Hysteresis Effect on the Labor Market", Center for Empirical Macroeconomics, University of Bielefeld, Department of Economics, Working Paper n. 15, Germany.
- Hansen, H., Johansen, S. (1999), "Some tests for parameter constancy in the cointegrated VAR", *Econometrics Journal*, 2/2, pp. 306-33.
- Hansen, H., K. Juselius (1995), *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series*, Estima, Evanston, Illinois, USA.
- Hansen, H., Warne, A. (2001), "The Cause of Danish Unemployment: Demand or Supply Shocks?", *Empirical Economics*, (2001) 26, pp. 461-86.

- Jacobson, T., Vredin, A., Warne, A. (1997), "Common trends and hysteresis in Scandinavian unemployment", *European Economic Review*, 41, pp. 1781-1816.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-54.
- Johansen, S. (1996), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector-autoregressive Models*, 2nd printing, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Johansen, S., Mosconi, R., Nielsen, B. (2000), "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", *Econometric Journal*, Vol. 3, pp. 1-34.
- King, R. G., Plosser C. I., Rebelo S. T. (1988a), "Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 195-232.
- King, R. G., Plosser C. I., Rebelo S. T. (1988b), "Production, Growth and Business Cycles: II. New Directions", *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 309-341.
- King, R. G., Plosser C. I., Stock, J. H., Watson, M. W. (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, 81, pp. 819-40.
- Kydland, F. E., Prescott, E. C. (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, n. 50, pp. 1345-70.
- Layard, R., Nickell, S. (1986), "Unemployment in Britain", *Economica*, 53, *Supplement*, S121-S169.
- Layard, R., Nickell, S., Jackman, R. (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Cambridge, Oxford University Press.
- Lindbeck, A., Snower, D. J. (1988), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Lippi, M. (1992), "Sulla discussione recente a proposito di teoria e misurazione del ciclo economico", *Rivista di Politica Economica*, Vol. 82, n. 8-9, pp. 11-32.
- Long, J. B., Plosser, C. I. (1983), "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, 91, pp. 39-69.
- Lucas, R. E. Jr. (1975), "An Equilibrium Model of the Business Cycle", *Journal of Political Economy*, 83, n. 6, december, pp. 1113-1144.
- Lye, I. N., McDonald I. M. (2002), "The effectiveness of income policies, enterprise bargaining and inflation targeting in Australia – an appraisal based on estimating a model of the range of equilibria", Working Paper 1/2/2002, University of Melbourne
- Lye, I. N., McDonald I. M., Sibly, H. (2002), "Cycle and Trend in Models of the Range of Equilibria", *Australian Economic Papers*, forthcoming.

- Mankiw, G. N., Romer, D. (1991), (a cura di), *New Keynesian Economics*, Cambridge, Mass., MIT Press.
- Manning, A. (1992), "Multiple equilibria in the British labour market – Some empirical evidence", *European Economic Review*, 36, pp. 1333-65.
- McDonald, I. M. (1990) *Inflation and Unemployment Macroeconomics with a Range of Equilibria*, Basil Blackwell Ltd, Oxford.
- McDonald, I. M. (1995), "Models of the Range of Equilibria", in Cross, R. (a cura di), *The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis*, Cambridge University Press, pp. 101-52.
- McDonald, I. M., Splinder, K. J. (1987), "An empirical investigation of customer market analysis – a microfoundation for macroeconomics", *Applied Economics*, 19, pp. 1149-74.
- Messori, M. (1996), (a cura di), *La Nuova Economia Keynesiana*, Il Mulino, Bologna.
- Nelson, C. R., C. I. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Political Economics*, 10, pp. 139-62.
- Okun, A. M. (1981), *Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis*, Washington D.C., Brookings Institutions.
- Osterwald-Lenum, M., (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, pp. 579-96.
- Phelps, E. S., Zoega, G. (1998), "Natural-Rate Theory and OECD Unemployment", *The Economic Journal*, 108, (may), pp. 782-801.
- Røed, K. (1997), "Hysteresis in Unemployment", *Journal of Economic Survey*, Vol. 11, n. 4, pp. 389-418.
- Røed, K. (1999), "A note on the macroeconomic modelling of unemployment hysteresis", *Applied Economics Letters*, 1999, 6, pp. 255-58.
- Soskice, D., Carlin, W. (1989), "Medium-Run Keynesianism: Hysteresis and Capital Scrapping", in Davidson, P., Kregel, J. (Eds.), *Macroeconomic Problems and Policies of Income Distribution*, Elgar, Aldershot, pp. 241-55.
- Stiglitz, J. (1979), "Equilibrium in product markets with imperfect information", *American Economic Review*, 69, pp. 339-45.
- Stiglitz, J. (1989), "Imperfect information in the product market", in Schmalensee R., Willing R. D. (a cura di), *Handbook of Industrial Organization*, Vol. I, North-Holland, Amsterdam, pp. 769-847.

- Stock, J. H., Watson, M. W. (1988), "Testing for common trends", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, n. 404, pp. 1097-1107.
- Taylor, J. B. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, February, 88(1), pp. 1-24.
- Tucker, K. A. (1975), *Economies of Scale in Retailing*, Farnborough, England, Saxon House.
- Warne, A. (1993), "A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference", Seminar Paper n. 555, IIES, Stockholm University.
- Woglom, G. (1982), "Underemployment Equilibrium with Rational Expectations", *The Quarterly Journal of Economics*, 97, February, pp. 89-107.
- Wold, H. (1938), *A study in the Analysis of Stationary Time Series*, Uppsala, Almqvist & Wiksell.

APPENDICE

A.1 I dati campionari

I dati utilizzati provengono tutti dal Sistema Statistico Nazionale dell'ISTAT (Conti Economici Nazionali Trimestrali), ad eccezione del grado di utilizzo della capacità produttiva (V), il quale proviene dal database *Hotfile* del gruppo Fiat. I dati sono trimestrali e destagionalizzati, il campione è esteso dal 1970.1 al 2001.4 e comprendono: il PIL a prezzi costanti 1995, (Y), l'occupazione espressa come numero di occupati per lavoro dipendente (Ed), la produttività degli occupati espressa come rapporto tra prodotto e occupazione (Y_N), la forza lavoro (L), il tasso di disoccupazione (u)²⁶, i salari reali pro capite (W_P) espressi come rapporto tra redditi da lavoro dipendente in termini nominali deflazionati con IPC (indice dei prezzi al consumo) e occupazione da lavoro dipendente, il tasso di inflazione dell'indice dei prezzi al consumo (P), espresso come differenza quarta logaritmica di IPC ($lipc_t - lipc_{t-4}$), il grado di utilizzo della capacità produttiva (V), che scaturisce da indagini qualitative periodiche dell'ISAE presso gli imprenditori sul grado di utilizzo degli impianti.

A.2 Test di regressione per la verifica dei mercati di clientela²⁷

Dependent Variable: P

Method: Least Squares

Date: 02/23/02 Time: 19:29

Sample(adjusted): 1980:3 2001:2

Included observations: 84 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.179486	0.110671	-1.621797	0.1091
PP	0.139124	0.028833	4.825120	0.0000
PP(-1)	-0.108035	0.037872	-2.852656	0.0056
PP(-2)	0.073201	0.029829	2.454011	0.0165
EP	0.708911	0.060960	11.62902	0.0000
EP(-1)	0.057272	0.071663	0.799183	0.4267
EP(-2)	0.128525	0.050231	2.558669	0.0126
CP	0.018838	0.093683	0.201081	0.8412
CP(-1)	-0.106617	0.161711	-0.659306	0.5117
CP(-2)	0.153604	0.096240	1.596057	0.1147
R-squared	0.994401	Mean dependent var	7.086454	
Adjusted R-squared	0.993721	S.D. dependent var	5.329170	
S.E. of regression	0.422300	Akaike info criterion	1.225140	

²⁶ Analogamente con quanto asserito in Golinelli (1998), non si è ritenuto operare alcuna correzione del tasso di disoccupazione, per tenere conto della composizione della domanda e dell'offerta di lavoro o dell'effetto delle ore autorizzate di Cassa integrazione guadagni, in quanto tale scelta appare giustificata soprattutto per l'analisi dei movimenti congiunturali della disoccupazione, pertanto, viste le finalità del presente lavoro, incentrate principalmente sull'analisi di lungo periodo, si è ritenuto opportuno di non apporre alcuna correzione.

²⁷ Le stime per l'analisi di cointegrazione sono state effettuate con il software *CATS (Cointegration Analysis of Time Series)*. Le stime dell'analisi *common trends* sono state effettuate utilizzando la routine *CT RATS* di A. Warne e H. Hansen.

Sum squared resid	13.19694	Schwarz criterion	1.514523
Log likelihood	-41.45589	F-statistic	1460.411
Durbin-Watson stat	1.709675	Prob(F-statistic)	0.000000

A.3 Investigazione delle proprietà delle serie individuali, test di radice unitaria

Nella Tabella A.1 vengono riportati tre tipi di test: quello di esclusione di ognuna delle variabili dallo spazio di cointegrazione, dove l'ipotesi è formalmente data come $H_0: \beta_{ij} = 0$, per $i=1, \dots, n$, $j=1, \dots, r$ $r=1, \dots, n-1$, sotto l'ipotesi nulla, il test statistico è asintoticamente distribuito come un χ^2 con r gradi di libertà, i test di stazionarietà delle singole serie, sono test di rapporti di verosimiglianza, i quali possono essere considerati come test multivariati di radice unitaria, condizionati alla scelta del rango di cointegrazione, dove, a differenza di quelli univariati l'ipotesi nulla è di stazionarietà piuttosto che di non stazionarietà,²⁸ e dove l'ipotesi che deve essere validata è formalmente data da $H_0: \beta = (H_i, \varphi)$, il test di esogeneità debole che è usato per investigare se qualcuna delle variabili può essere considerata debolmente esogena rispetto ai parametri di interesse di lungo periodo dei vettori beta, l'ipotesi è formalmente data come $H_0: \alpha_{ij} = 0$, per $i=1, \dots, n$, $j=1, \dots, r$ $r=1, \dots, n-1$. Come è già stato evidenziato nel testo, una certa cautela deve essere adottata nel leggere i risultati di questi test, in quanto le distribuzioni limite, e quindi i valori soglia, non sono validi in presenza di variabili dummy o esogene, ed andrebbero quindi ritabulati per tenerne conto, inoltre, l'accettazione di qualche test potrebbe scaturire anche da una cattiva specificazione del modello, pertanto questi e i successivi *batch tests* sono soltanto complementari ad un'attenta analisi statistica ed economica i cui risultati dovrebbero essere interpretati con cautela.

²⁸ Ad eccezione del test univariato KPSS, del quale se ne può considerare un'estensione multivariata.

Batch tests of the time series properties of the individual series									
TEST FOR EXCLUSION: LR TEST CHISQ(r)									
r	DGF	CHISQ_5	E	P	Y_N	U	W_P	V	
1	1	3.84	0.58	5.03	1.74	1.92	3.47	4.25	
2	2	5.99	6.75	19.44	11.93	15.62	19.45	16.07	
3	3	7.81	8.35	23.92	13.81	17.03	19.46	21.97	
4	4	9.49	8.29	32.70	15.19	23.44	25.12	30.48	
5	5	11.07	8.62	33.48	15.49	23.82	25.13	32.03	
TEST FOR STATIONARITY: LR TEST CHISQ($p-r$)									
r	DGF	CHISQ_5	E	P	Y_N	U	W_P	V	
1	5	11.07	29.55	30.12	33.24	41.09	20.43	14.32	
2	4	9.49	25.97	22.50	30.96	34.47	19.57	9.05	
3	3	7.81	4.59	6.99	13.99	11.86	4.04	9.04	
4	2	5.99	2.79	5.10	10.46	5.96	3.41	4.55	
5	1	3.84	0.26	0.27	0.10	0.74	0.68	0.00	
TEST FOR WEAK-EXOGENEITY: LR TEST CHISQ(r)									
r	DGF	CHISQ_5	E	P	Y_N	U	W_P	V	
1	1	3.84	5.20	0.13	4.66	0.92	6.89	4.05	
2	2	5.99	13.46	11.89	17.73	1.85	8.40	18.58	
3	3	7.81	17.10	11.89	22.55	3.18	9.41	24.05	
4	4	9.49	27.37	14.83	29.24	3.24	19.89	29.28	
5	5	11.07	28.87	16.13	29.37	3.53	21.31	30.84	

Tab. A.1 – Test di esclusione, di stazionarietà, di esogeneità debole

Dal primo test, si può notare che, sia nel caso di rango pari a due che pari a tre, nessuna delle variabili può essere esclusa da tutte le relazioni di cointegrazione. Il secondo test, evidenzia come tutte le serie, eccetto V , possano essere considerate non stazionarie, mentre quest'ultima può essere considerata tale solo al livello di significatività del 90%. Questo risultato di relativa indeterminazione è analogo a quello che scaturisce dai test di radice unitaria sulle singole variabili, dai quali, solo il test ADF rifiuta l'ipotesi nulla di non stazionarietà, mentre dagli altri test non può rifiutarsi l'ipotesi di non stazionarietà della variabile. Il test di esogeneità debole mette in evidenza che soltanto la variabile disoccupazione può essere considerata debolmente esogena rispetto ai parametri di lungo periodo, dando una prima indicazione che uno dei trend stocastici comune ad almeno alcune delle variabili sia quello della disoccupazione. Vengono effettuati anche i test di radice unitaria ADF, Perron e KPSS²⁹, il quale si differenzia dai primi in quanto l'ipotesi nulla è di

²⁹ I test sono disponibili dall'autore su richiesta.

stazionarietà, ed è effettuato per avere un ulteriore riscontro rispetto agli altri test. Sia nel test multivariato, che in quelli univariati, il tasso di disoccupazione presenta una radice unitaria, confortando le ipotesi teoriche esposte di persistenza di shock alla disoccupazione.