

# *La legge di Okun: asimmetrie e differenziali territoriali in Italia\**

*Giovanni Busetta*

*Dipartimento di Statistica e Matematica per la Ricerca Economica, Università degli Studi di Napoli "Parthenope", Facoltà di Economia, Via Medina, 40 (I piano) 80133 Napoli e-mail: [giovanni.busetta@uniparthenope.it](mailto:giovanni.busetta@uniparthenope.it)*

*Dario Corso*

*Centro Interdipartimentale per la Ricerca e il Monitoraggio dell'Economia e del Territorio, Università degli Studi di Palermo, Viale della Scienze, ed. 18, 90133 Palermo e-mail: [corso@economia.unipa.it](mailto:corso@economia.unipa.it)*

---

\* Gli autori desiderano ringraziare Alberto Zazzaro per i consigli forniti ed un anonimo referee per i preziosi suggerimenti

## **Abstract**

Okun's law turns out from the relationship between economic growth and unemployment fluctuations of the American economy during the sixties. Following his results several analyses tried to test the empirical relevance of the relation, initially estimated by Okun, for different countries and historical periods. Generally, authors found heterogeneous results in estimating Okun's coefficient, depending on the sample and context analysed. Moreover, recent analyses focused on the influence exerted by asymmetric components on the relation between output growth and unemployment rate.

In this paper we propose an application regarding the Italian regions. In particular, we perform a panel analysis in order to estimate the influence of asymmetry and local market differences on Okun's relationship. Moreover, observing particularly low values of participation rate on labor market in southern areas, we propose other indicators more compatible with a delayed development area to estimate Okun's coefficient.

## **Sommario**

La legge di Okun consiste in una relazione empirica che lega le variazioni del tasso di disoccupazione alle variazioni nei tassi di crescita del PIL reale. L'interesse rivolto dalla letteratura economica nei confronti di tale relazione deriva dalle sue implicazioni in termini di politiche macroeconomiche. Molti lavori hanno verificato tale relazione in contesti spazio-temporali differenti. Ne è emersa una certa variazione del coefficiente stimato, sia in relazione ai diversi orizzonti temporali, che al variare del contesto spaziale di riferimento. In aggiunta, soprattutto i lavori più recenti hanno concentrato l'attenzione sulla eventuale presenza di componenti asimmetriche nella relazione.

L'obiettivo della presente analisi consiste nel verificare la validità della legge di Okun in Italia a livello sub nazionale, valutando contemporaneamente gli effetti della suddetta componente asimmetrica. Alla base di tale verifica risiede, infatti, l'ipotesi che in Italia siano presenti alcuni di quegli aspetti che lo stesso Okun indicava come probabili cause di una modifica dei risultati ottenuti dalle stime e soprattutto che le diversità, tipiche dei due mercati subnazionali del lavoro, possano condurre a stime significativamente diverse per il Centro-Nord e per il Mezzogiorno.

## Introduzione

La legge di Okun consiste in una relazione empirica che lega le variazioni del tasso di disoccupazione alle variazioni nei tassi di crescita del PIL reale. Tale formulazione deriva dagli studi effettuati originariamente da A. Okun sull'economia post-bellica degli Stati Uniti d'America e che hanno condotto alla stesura nel 1962 di un lavoro che misura la natura e l'entità del legame tra le due variabili (Okun 1962). La logica alla base dell'intuizione di Okun deriva dalla constatazione che il livello massimo di ricchezza producibile da un sistema economico si determina in corrispondenza del pieno impiego, quello cioè associato a tassi di disoccupazione di carattere strettamente frizionale.

L'autore mostrò, in questo modo, l'esistenza di una relazione inversa tra disoccupazione e crescita del PIL reale oltre il suo *trend* di lungo periodo, stimando che il legame tra le due variabili fosse quantificabile per gli Stati Uniti con una relazione di 1 a 3.

L'interesse rivolto dalla letteratura economica nei confronti di tale relazione, oltre ad essere guidato dalla robustezza empirica di tale regolarità, è legato alla sua importanza teorica in quanto la curva di offerta aggregata viene a determinarsi dalla combinazione tra la relazione individuata da Okun e la curva di Phillips. La legge di Okun comporta pertanto rilevanti implicazioni inerenti le politiche macroeconomiche, in particolare per quanto riguarda la determinazione del tasso di crescita ottimale o desiderabile del PIL reale (Moosa 1997).

Già a partire dall'originale lavoro del 1962, però, Okun non mancò di evidenziare come alcuni cambiamenti strutturali riguardanti il mercato del lavoro potessero inficiare la validità della relazione stimata. In particolare, secondo l'autore, tre sono le variabili che possono intervenire nella relazione tra le variazioni del tasso di disoccupazione e quelle del PIL reale: il grado di partecipazione al mercato del lavoro, il numero di ore lavorate per occupato e la produttività del fattore lavoro.

Successivamente all'analisi di Okun alcuni autori hanno cercato di verificare la validità empirica della legge in contesti spaziali e/o temporali differenti, evidenziando il ruolo di alcune componenti economiche e sociali. Del primo gruppo fanno parte i lavori che hanno verificato la validità della legge di Okun per gli Stati Uniti (cfr. Smith 1975, Gordon 1984, Prachowny 1993 e Weber 1995). Di questi, alcuni autori (cfr. Evans 1989, Gordon 1984 e Weber 1995) hanno analizzato, per esempio, gli effetti degli *shock* petroliferi degli anni '70 sulla relazione dinamica tra PIL reale e disoccupazione, rilevando una perdita di intensità nel coefficiente stimato negli anni successivi al 1973. Altri autori (cfr. Juhn, Murphy e Topel 1991, Weiner 1993) hanno individuato, invece, nella progressiva partecipazione della donna al mercato del lavoro, nel rallentamento della produttività e dei salari e nei processi di ristrutturazione aziendale i reali fattori alla base della perdita d'intensità del coefficiente stimato.

I lavori che si sono occupati di testare le eventuali differenze di impatto della relazione stimata nei diversi paesi (cfr. Knoester 1986, Kaufman 1988, Moosa 1997) hanno esteso l'analisi alle economie

delle nazioni appartenenti all'OCSE, o a quelle del gruppo del G-7. In entrambi i casi è emersa una sostanziale conferma della legge, sebbene con differenze piuttosto significative nei valori dei coefficienti stimati tra paese e paese.

Più recentemente i lavori che hanno analizzato la relazione tra disoccupazione e tassi di crescita del PIL si sono concentrati sulla possibile esistenza di un'asimmetria nella relazione stimata da Okun. Harris e Silverstone (2001) hanno posto l'attenzione su quattro delle ragioni per cui è importante testare l'eventuale presenza di asimmetria nella relazione tra le variazioni del PIL reale e quelle del tasso di disoccupazione. Tali ragioni sono le seguenti: in primo luogo, aiuterebbe a discriminare tra le alternative teorie sul mercato del lavoro e su quello dei beni; in secondo, la conferma della presenza di asimmetria nella legge di Okun rafforzerebbe la teoria sulla presenza di asimmetria anche nella Curva di Phillips; in terzo luogo la conoscenza del grado di asimmetria nella relazione potrebbe essere utile nella decisione degli interventi di policy strutturali e di stabilizzazione; ed infine, se l'asimmetria venisse ignorata, pur essendo presente, potrebbe produrre errori di previsione (Silvapulle, Moosa e Silvapulle, 2004).

Il significato di tale asimmetria andrebbe in questo senso ricercato in una differente risposta della disoccupazione alle variazioni del tasso di crescita del PIL, a seconda che l'economia si trovi in una fase di espansione o di contrazione. Un'altra parte della letteratura (Mayes e Virén 2002) attribuisce, poi, l'asimmetria alle modalità di funzionamento del mercato del lavoro. Infatti, rapide flessioni economiche possono avere un effetto incrementativo più che proporzionale sul tasso di disoccupazione, anche dovuto al mancato incontro tra domanda e offerta relativamente ai mercati settoriali e locali del lavoro.

In termini generali, ignorare l'asimmetria, qualora essa fosse presente, significherebbe ottenere una scorretta specificazione del modello tale da produrre non solo previsioni erranee, ma anche un'inferenza inesatta sui test statistici. In particolare, porterebbe a rigettare l'ipotesi nulla sull'esistenza di una relazione di lungo periodo tra PIL reale e disoccupazione, quando in effetti essa sussiste, determinando erronei interventi di policy (Silvapulle, Moosa e Silvapulle, 2004).

A tal proposito Courtney (1991), utilizzando un approccio basato su una funzione di produzione aggregata che imponesse la simmetria nella relazione stimata da Okun, ha ottenuto di sottostimare gli incrementi nei tassi di disoccupazione nelle fasi di contrazione e di sovrastimarne i decrementi in quelle di espansione.

A partire da due delle quattro ragioni precedentemente menzionate, Virén (2001) ha sottolineato che non solo la stima dell'asimmetria è importante per l'efficacia degli interventi di *policy* sulla disoccupazione, ma anche che l'eventuale verifica di una relazione di Okun asimmetrica confermerebbe l'incidenza di tale tematica su altre relazioni macroeconomiche quali la curva di Phillips. In particolare, le implicazioni dell'asimmetria nella relazione sarebbero particolarmente

rilevanti nel contesto dei Paesi appartenenti all'Unione Monetaria Europea, che differiscono in modo considerevole in termini di loro ciclo economico.

L'obiettivo della presente analisi consiste nel verificare la validità della legge di Okun in Italia a livello regionale, valutando contemporaneamente sia gli effetti di una sua eventuale componente asimmetrica, che delle dinamiche territoriali. Al fine di indagare la validità in Italia di tale relazione abbiamo utilizzato un dataset regionale per il periodo 1992-2004.

Alla base di tale verifica risiede l'ipotesi che in Italia siano presenti alcuni di quegli aspetti che lo stesso Okun indicava come probabili cause di una modifica dei risultati ottenuti dalle stime e soprattutto che le diversità, tipiche dei due mercati subnazionali del lavoro possano condurre a stime significativamente diverse per il Centro-Nord e per il Mezzogiorno. La principale differenza tra il presente lavoro e quelli precedentemente effettuati consiste nell'essere il primo a indagare le eventuali differenze nella relazione stimata da Okun in mercati del lavoro subnazionali. Tale forma di indagine consente infatti di valutare, *ceteris paribus*, l'influenza della componente territoriale. In aggiunta, dopo avere verificato la validità della legge di Okun nel periodo e l'impatto di eventuali componenti asimmetriche e/o territoriali nella relazione stimata, ripeteremo l'analisi considerando un ulteriore indicatore del mercato del lavoro meno soggetto alle variazioni del tasso di partecipazione delle forze lavoro.

La restante parte del presente lavoro è suddivisa nel seguente modo. Nella sezione 1 viene presentata la principale letteratura empirica sull'argomento. Nella sezione 2 vengono presentati il *dataset* utilizzato e la metodologia applicata. Nella sezione 3 vengono presentati i principali risultati empirici. Le conclusioni vengono, infine, riportate nella sezione 4.

## **1. Rassegna della principale letteratura empirica sull'argomento**

I primi contributi empirici che hanno tenuto conto della possibile presenza di una relazione asimmetrica tra PIL reale e tasso di disoccupazione sono da far risalire ai lavori di Courtney (1991) e Palley (1993). In particolare, poiché sussiste un'evidenza piuttosto significativa a supporto della presenza di forme di asimmetria nella relazione originariamente stimata, l'utilizzo di un modello lineare per la rappresentazione di tale legge comporterebbe una scorretta specificazione delle stime. Palley (1993) suggerì, di conseguenza, di utilizzare un modello dinamico in cui la disoccupazione è funzione delle variazioni positive e negative del tasso di crescita del PIL reale. I risultati empirici di questo lavoro evidenziano che negli Stati Uniti le variazioni del tasso di disoccupazione risentono maggiormente delle variazioni negative nel tasso di crescita del PIL, rispetto a quanto facciano nei

confronti di quelle positive. Viene evidenziata, in questo modo, la presenza di forme di asimmetria nella relazione stimata da Okun.

Okun ha originariamente stimato la relazione tra tassi di disoccupazione e PIL reale utilizzando due differenti metodologie: quella definita delle differenze prime e quella dell'*output gap*, ottenendo comunque dai due approcci risultati non troppo dissimili tra loro. A partire dalla sua originaria formulazione gli autori che si sono occupati di stimare la presenza di forme di asimmetria nella legge di Okun si sono suddivisi piuttosto equamente tra coloro che hanno studiato la validità di tale relazione attraverso modelli del primo e del secondo tipo.

La prima delle due specificazioni (modello nelle differenze) prevede che sia il PIL che la disoccupazione siano espressi in termini di differenze prime rispetto al periodo precedente e quindi nella forma di tassi di crescita o di variazioni degli ammontari. Nella seconda formulazione (modello dell'*output gap*) le due variabili vengono misurate, invece, in termini di componenti cicliche o di scarti dal loro trend di lungo periodo. Il limite insito nella procedura dell'*output gap* consiste nel sorgere di un problema legato alla scelta della metodologia di decomposizione. Da quest'ultima può derivare, infatti, una stima differente del trend e del ciclo (Silvapulle, Moosa e Silvapulle, 2004). Nelle due procedure appena menzionate, l'eventuale presenza di asimmetria nella relazione viene analizzata partizionando la variabile esplicativa nelle sue componenti negative e positive e stimando separatamente il coefficiente che lega la dipendente alle due partizioni della variabile esplicativa.

Lee (2000) ha utilizzato un modello in cui il tasso di crescita del PIL viene determinato dalle variazioni negative e positive nel tasso di disoccupazione. L'autore ha usato, inoltre, una formulazione simile per considerare le variazioni rispetto ai tassi di crescita potenziali del PIL e della disoccupazione. I risultati empirici che ha ottenuto sono piuttosto variegati: il modello in differenze prime rivela che il coefficiente di Okun in Finlandia, Giappone e Stati Uniti è significativamente più elevato in termini assoluti in risposta alle riduzioni, piuttosto che agli incrementi del tasso di disoccupazione. Avviene invece il contrario per Paesi quali il Canada, la Francia e i Paesi Bassi. In aggiunta, i valori più elevati vengono fatti registrare da Paesi quali Stati Uniti e Canada, mentre valori più modesti dei coefficienti caratterizzano i paesi Europei e il Giappone che sembrerebbero scontare, così, le maggiori rigidità del proprio mercato del lavoro. Secondo tale autore (Lee 2000), in particolare, la ragione dei coefficienti più elevati registrati negli Stati Uniti e nel Canada va ricercata nella maggiore flessibilità del mercato del lavoro e nella presenza di minori garanzie legali per i lavoratori. L'assenza di tutele consente, infatti, ai datori di lavoro sia di licenziare maggiormente i propri dipendenti durante le fasi di contrazione del ciclo economico che, per la stessa ragione, di assumerne un quantitativo più ingente di lavoratori durante le fasi di espansione. Un'altra possibile spiegazione delle differenze riscontrate tra i vari paesi può, inoltre, derivare dalla sovrastima del coefficiente insita nella scelta di un modello bivariato. L'omissione di variabili rilevanti, quali la

produttività del lavoro ed il numero di ore lavorate, potrebbe influenzare, infatti, diversamente la stima del coefficiente a seconda delle caratteristiche dei vari paesi.

Mayes e Virén (2002) e Virén (2001) hanno poi utilizzato un modello nel quale le variazioni nel tasso di disoccupazione sono determinate dalle variazioni nel tasso di crescita del PIL, suddividendo queste ultime in variazioni positive e negative. Virén (2001), in particolare, ha esaminato i 20 Paesi appartenenti all'OCSE nel periodo tra il 1960 e il 1997, concludendo che la crescita del PIL ha un effetto molto più rilevante sul tasso di disoccupazione quando quest'ultimo è ridotto ed il PIL elevato, rispetto al caso contrario. Mayes e Virén (2002) hanno poi riscontrato la presenza di una relazione fortemente non lineare ed asimmetrica per cui a rapidi decrementi nel tasso di crescita del PIL sono associati effetti più che proporzionali sul tasso di disoccupazione.

Una terza metodologia di analisi consiste nell'utilizzo di modelli con un termine di correzione dell'errore (*error correction models*). Tale metodologia è stata introdotta in alcuni dei lavori pubblicati a partire dalla seconda metà degli anni novanta.

Attfield e Silverstone (1998) e poi Harris e Silverstone (2001) hanno indagato la presenza di asimmetria nella legge di Okun seguendo tale approccio. Secondo questa metodologia l'asimmetria si basa su un modello a correzione dell'errore, piuttosto che sulle differenze prime o sulle differenze rispetto al PIL potenziale. In pratica, l'eventuale asimmetria nella relazione viene considerata questa volta partizionando l'*error correction term* nelle sue componenti positive e negative (Granger e Lee 1989). Utilizzando questo approccio Harris e Silverstone (2001) hanno riscontrato che, a eccezione del caso del Canada, gli aggiustamenti di breve periodo differiscono in funzione della fase del ciclo economico. In particolare, hanno riscontrato forme di asimmetria per Paesi quali Australia, Giappone, Nuova Zelanda, Gran Bretagna, Stati Uniti e Germania.

In merito alle stime che hanno riguardato l'Italia, occorre precisare che raramente la letteratura internazionale si è occupata singolarmente dell'Italia ma ha sempre svolto analisi includendo anche tutte le altre maggiori economie, appartenenti al G-7 (Moosa 1997, Lee 2000) i Paesi dell'OCSE (Virén 2001), oppure le prime dieci economie industrializzate (Paldam 1987, Freeman 2001).

Il lavoro di Paldam (1987), basandosi su serie storiche riguardanti il periodo compreso tra il 1948 e il 1985 e utilizzando un modello di regressione bivariato, investiga la relazione di Okun con riferimento ai 10 paesi più industrializzati (Canada, U.S.A., Giappone, Australia, Francia, Germania, Italia, Olanda, Svezia e Gran Bretagna). Paldam stima un coefficiente di Okun per l'Italia pari a -7.14. Tale stima, oltre ad essere l'unica svolta su un periodo d'osservazione così lungo è però la sola che arriva ad ottenere un coefficiente così elevato.

Altre stime (Lee 2000) condotte su periodi più contenuti, e anche più recenti 1955-1996, e su 16 nazioni appartenenti all'OCSE (Australia, Austria, Belgio, Canada, Danimarca, Finlandia, Francia, Germania, Italia, Giappone, Olanda, Norvegia, Svezia, Svizzera, Gran Bretagna e U.S.A.) evidenziano

livelli del coefficiente per l'Italia molto più bassi. In particolare nel lavoro di Lee è interessante notare come il risultato della stima vari in base alla metodologia utilizzata. Applicando un modello di regressione bivariata in differenze prime il coefficiente stimato è pari a -1.09, applicando invece un modello di regressione bivariato basato sul modello dell'output gap, stimato tramite i filtri di Kalman, HP (Hodrick e Prescott) e BN (Beveridge e Nelson), i valori dei coefficienti stimati oscillano tra -0.26, -0.57 e -2.41. Quello che però emerge con costanza è il valore dell'indice di bontà dell'adattamento ( $R^2$ ) delle stime, che solo per il primo modello è molto basso, 0.11, per le altre tre stime è pari a 0.36, 0.29 e 0.35. Inoltre, sempre Lee (2000), propone una stima degli effetti asimmetrici sempre tramite le quattro metodologie precedentemente citate. In questo caso però, con riferimento all'Italia, solo le stime che utilizzano il modello delle differenze prime e quello dell'output gap con il filtro di Kalman e BN risultano significative. Nel modello in differenze prime è significativo solo il coefficiente che evidenzia asimmetria negativa con un valore di 1.81, mentre l' $R^2$  di tutta la stima è 0.12. Nel caso del modello dell'output gap tutte e due i coefficienti sono significativi e i loro valori sono pari a 2.90 per l'asimmetria positiva e 2.28 per quella negativa, mentre l' $R^2$  è pari a 0.32. Nelle conclusioni Lee richiama le diversità territoriali come fattori di incidenza sulle stime e soprattutto evidenzia come gli effetti ciclici di breve periodo possono mischiarsi a quelli di lungo rendendo più confuse le stime. Per tale motivo l'autore consiglia l'impiego di più modelli.

Valori dei coefficienti in linea con le stime di Lee sono riscontrabili anche nel lavoro di Moosa (1997) i cui dati fanno riferimento al periodo 1960-1995, mentre il gruppo di nazioni utilizzato è quello del G-7. In tale analisi, attraverso l'impiego di un modello OLS, il valore del coefficiente stimato per l'Italia è pari a -0.18. Anche in questo caso l' $R^2$  delle stime per l'Italia è il più basso tra le nazioni analizzate. Anche Virén (2001) propone delle stime del coefficiente di Okun suddivise in base ai fenomeni asimmetrici. Il modello utilizzato è un *error correction model* non lineare, il sample è riferito a 20 paesi dell'OCSE per il periodo 1960-1997. Le stime relative all'Italia evidenziano un  $R^2$  aggiustato pari a 0.56, mentre i valori del coefficiente relativo all'asimmetria positiva e negativa sono rispettivamente -1.51 e -7.79.

Uno dei pochi lavori che si occupano di stimare coefficienti differenti per le varie nazioni con metodologia panel è quello di Freeman (2001) che utilizza un sample compreso tra il 1962 e il 1995. Le nazioni analizzate sono i 10 principali paesi industrializzati dell'OCSE (Canada, U.S.A, Giappone, Australia, Francia, Germania, Gran Bretagna, Italia, Olanda e Svezia). In questo caso il valore del coefficiente risulta compreso tra -1.61 e -0.99 a seconda del modello impiegato. Attraverso un'equazione stimata per ogni nazione tramite un modello di regressione *Seemingly Unrelated* il valore del coefficiente di Okun stimato per l'Italia è pari a -1.04, ma ciò che accumuna questo lavoro ad altri è che l' $R^2$  aggiustato non risulta superiore a 0.10. Secondo l'autore un valore così basso è da

imputare alla scarsa ciclicità della disoccupazione, che in Italia, sembra caratterizzarsi più come un fenomeno strutturale e quindi meno sensibile alle fluttuazioni cicliche del PIL.

Uno dei pochi lavori presenti nella letteratura internazionale che prende in considerazione in maniera specifica la dinamica Italiana è quello di Giannini, Lanzarotti e Sghellini (1995). In questa analisi gli autori utilizzano un modello VAR applicato a serie storiche che vanno dal 1970 al 1990, riferite al PIL reale, alla disoccupazione, al livello dei prezzi, ai salari e alla quantità di moneta (M2). Gli autori, dopo una prima analisi delle serie, stimano tre tipi di relazioni di lungo periodo tra le variabili. L'aspetto a cui viene dato maggiore risalto nel lavoro è l'identificazione e la stima del modello strutturale capace di combinare una relazione di breve periodo di natura Keynesiana, e le relazioni di riequilibrio di lungo periodo tipiche di ogni equazione presente nel modello. Dai risultati di quest'analisi emerge un coefficiente di Okun per l'Italia pari a -0.21, ma ciò che appare di maggiore interesse, anche perché in linea con i risultati emersi in altri lavori che applicano metodologie diverse, è che le variazioni del PIL reale contribuirebbero a spiegare le fluttuazioni della disoccupazione solo nel breve e medio termine, mentre non influirebbero sulle altre variabili. In aggiunta, secondo quanto mostrano i risultati delle analisi le due variabili che più di ogni altra avrebbero il ruolo di generatore dei cicli economici sarebbero i prezzi e i salari.

In generale, quindi, le analisi mostrano una perdita di intensità del coefficiente stimato nel corso del tempo. Sembra, inoltre, assumere maggiore consistenza la presenza della componente strutturale insita nella disoccupazione italiana.

## **2. Dati e metodologia**

### ***2.1 Rappresentazione del dataset***

Con il presente lavoro intendiamo testare la validità della legge di Okun per le regioni italiane nel periodo 1992-2004. La dualità del Paese rende l'Italia particolarmente idonea come banco di prova per stimare l'impatto delle differenze tra i vari mercati del lavoro regionali sul trade-off tra disoccupazione e crescita del PIL reale. Le due aree del Paese presentano, infatti, livelli del tasso di disoccupazione e di partecipazione al mercato del lavoro molto diversi tra loro, con il Mezzogiorno che registra, rispetto al Centro Nord, valori doppi per quanto attiene ai primi e decisamente più bassi per quanto riguarda i secondi. A partire da tali evidenze empiriche alcuni lavori hanno cercato di chiarire se, in Italia, la classificazione di disoccupati rispetto alle non forze di lavoro potesse in qualche modo determinare variazioni del tasso di disoccupazione anche in mancanza di modificazioni di fatto della condizione occupazionale. In particolare, osservando le matrici di transizione del mercato del lavoro in Italia, è

stato osservato come proprio nel Mezzogiorno i disoccupati e una parte della forza lavoro potenziale non possano essere considerate due categorie differenti. I continui travasi tra le due classi comportano, infatti, che una parte della popolazione passi direttamente dallo status di occupato a quello di non forza lavoro senza passare per la categoria dei disoccupati, incidendo in maniera sostanziale sulle fluttuazioni del tasso di disoccupazione ufficiale (Viviano 2002). A tale proposito, la Svimez (Associazione italiana per lo sviluppo industriale del Mezzogiorno) scrive nel suo Rapporto 2007 «Il tasso di disoccupazione al Sud è passato dal 19% del 2000 al 12,3% del 2006. Nonostante questo forte calo dei disoccupati - tra il 2005 e il 2006, - 158mila unità, pari al -14,8%, la dinamica più forte a livello nazionale - non si può dire che la situazione sia certo migliorata. Anzi: su mezzo milione di disoccupati “scomparsi” solo la metà ha trovato davvero un nuovo impiego, mentre gli altri 250mila hanno smesso di cercarlo» (Svimez 2007). Tale riflessione sposta, quindi, l'attenzione sulla significatività di un indicatore che può risentire di fenomeni partecipativi, più che economici, anche in considerazione di ciò che la Svimez aggiunge «La fuoriuscita dei disoccupati verso la “non attività” costituisce un forte elemento di criticità nel mercato del lavoro. La carenza di occasioni di impiego ha determinato una ripresa delle migrazioni verso il Centro-Nord». Dunque la partecipazione non solo può influire sulla significatività di un indicatore come il tasso di disoccupazione ma, in un'ottica di confronto territoriale, può anche deformare la lente con cui si leggono i confronti<sup>1</sup>.

Parte di tali dinamiche sono anche note come paradigma del “lavoratore scoraggiato”, ipotesi formulata all'interno del modello di Mincer e Tella che analizza la relazione tra tasso di attività e occupazione (Tella 1964)<sup>2</sup>. Tale fenomeno appare piuttosto significativo per il Mezzogiorno, specialmente per gli ultimi anni del periodo osservato.

I dati utilizzati per le elaborazioni sono tutti di fonte Istat. In particolare, i dati sul PIL reale sono quelli relativi ai conti economici regionali e sono espressi a prezzi costanti con anno base 1995. I dati su occupati, disoccupati, forze lavoro e tassi di attività sono quelli relativi alle serie storiche ricostruite dall'Istat<sup>3</sup>. Tutti i dati sono calcolati come media annua e i valori assoluti sono espressi in migliaia. L'utilizzo di dati annuali deriva dalla mancanza, per l'Italia, di dati caratterizzati da una maggiore frequenza temporale tra quelli disaggregati a livello regionale. Tale scelta è comunque in linea con

---

<sup>1</sup> Evidenze di questo tipo vengono riscontrate anche dalla letteratura internazionale per altri Paesi dell'OCSE. Alcuni autori (Balakrishnan e Michelacci 2001) hanno, infatti, inserito parametri capaci di cogliere gli shock sul tasso di disoccupazione legati alle fluttuazioni della forza lavoro nelle loro stime sulla dinamica della disoccupazione. Tale scelta nasce proprio dalla considerazione che spesso per livelli differenti di forze lavoro possano aversi tassi di disoccupazione identici (Layard, Nickell e Jackman 1991).

<sup>2</sup> Secondo il paradigma del “Lavoratore Scoraggiato” la partecipazione al mercato del lavoro e l'occupazione (la prima misurata tramite il tasso di attività e la seconda tramite il tasso di occupazione), sarebbero legati da una relazione di natura diretta. In sostanza la crescita dell'occupazione, aumenta la partecipazione al mercato del lavoro perché più individui si presentano sul mercato del lavoro, incoraggiati dalla fase di crescita. Al contrario, in condizioni di flessione dell'occupazione, o di un suo andamento costante gli individui, “scoraggiati” dai lunghi periodi di ricerca infruttuosa di un'occupazione, smettono di cercarla uscendo dalle forze lavoro e facendo diminuire così il tasso di attività.

<sup>3</sup> In particolare i dati riferiti agli aggregati del mercato del lavoro e per il periodo 1992-2003, sono tratti dalle serie storiche ricostruite coerenti con la nuova indagine continua sulle forze di lavoro e per il 2004 provengono direttamente dall'indagine continua sulle forze lavoro, ciò per garantire la piena confrontabilità con i dati precedenti.

quella effettuata tra gli altri da Knoester (1986), Paldam (1987) e Moosa (1997), i quali hanno utilizzato dati annuali per stimare la Legge di Okun in contesti territoriali eterogenei ed effettuare così comparazioni tra realtà territoriali differenti.

Con riferimento alla popolazione, invece, per il periodo 1992-2001, ci si è basati sulla ricostruzione intercensuaria della popolazione residente<sup>4</sup>. I dati sulla popolazione complessiva sono stati utilizzati per calcolare il tasso di occupazione generico. Infine i tassi di occupazione e disoccupazione sono stati calcolati in media annua sulla base degli aggregati appena menzionati. La confrontabilità tra i valori dell'indagine sulle forze di lavoro e quelli relativi alla popolazione residente è garantita dal fatto che il campione estratto per l'indagine sulle forze lavoro proviene dalle liste dell'anagrafe dei vari comuni campione.

L'idea di fondo di questo lavoro è che il differente funzionamento dei mercati del lavoro del Centro Nord e del Mezzogiorno, aree subnazionali caratterizzate da rilevanti differenze di sviluppo economico, possa portare a stime differenti a seconda dell'area subnazionale osservata.

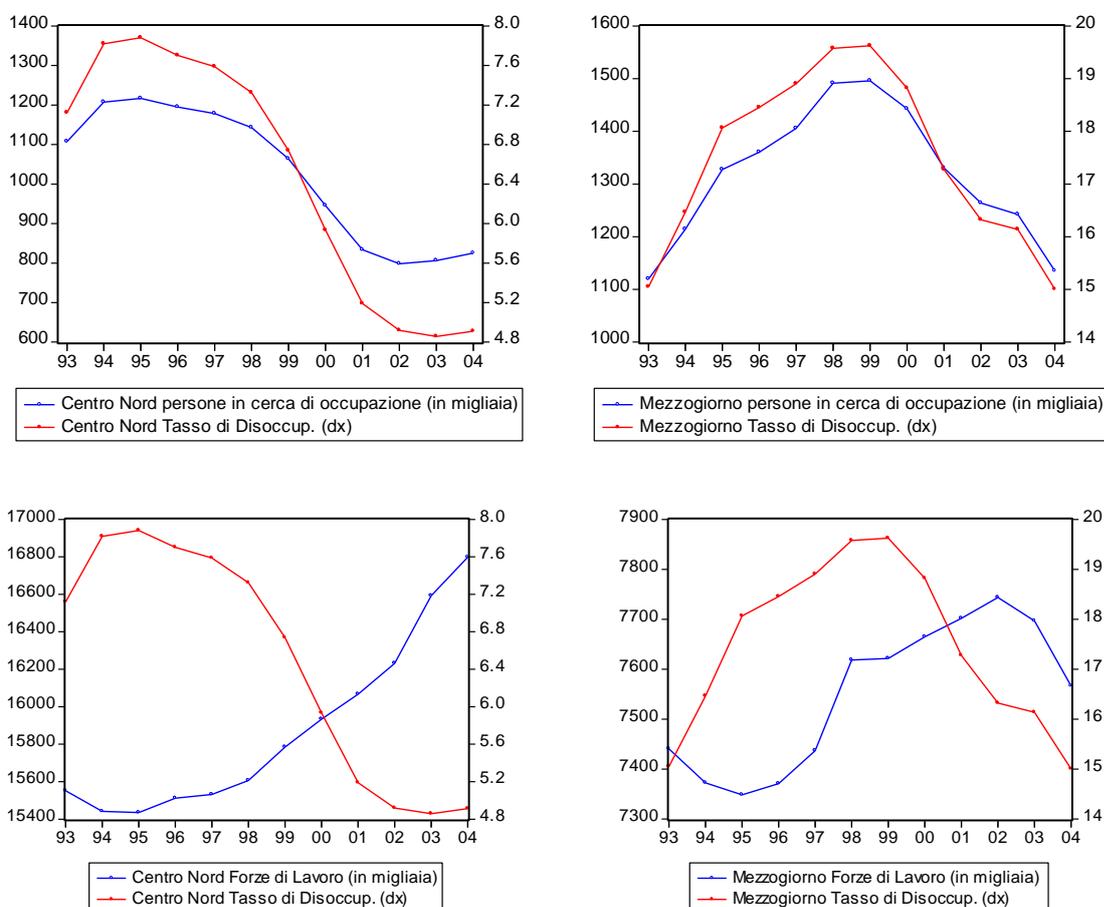
Mentre, infatti, il Centro Nord tende ormai alla piena occupazione, il Mezzogiorno presenta ampie fluttuazioni nella partecipazione attiva al mercato del lavoro. Il numero delle forze di lavoro, varia infatti in maniera piuttosto significativa, specialmente in concomitanza con le fasi di flessione del ciclo economico (vedi Grafico 1, primo quadrante). Ciò ha come conseguenza più immediata che nel Mezzogiorno vi sia una maggiore volatilità del tasso di disoccupazione che, come evidenziato nel secondo quadrante del Grafico 1, sembra scontare le fluttuazioni del numero delle persone in cerca di occupazione e di conseguenza anche del numero delle forze di lavoro. Poiché questi due aggregati costituiscono rispettivamente il numeratore e il denominatore del tasso di disoccupazione, è evidente come sia il tasso di partecipazione al mercato del lavoro, che la difficoltà del sistema economico meridionale nel creare occupazione costituiscano entrambi motivazioni alla base delle variazioni nei tassi.

Nel Centro-Nord, d'altra parte, si assiste ad una costante crescita del numero delle forze lavoro (Grafico 1, terzo quadrante), sia a seguito della crescita del numero di occupati (ne è evidenza il fatto che il numero delle persone in cerca di occupazione diminuisce costantemente), sia perché sono minori i travasi tra forze lavoro e non forze lavoro anche nei momenti meno favorevoli del ciclo economico.

---

<sup>4</sup> Per il periodo 2002-2003 i dati provengono dalla rilevazione sulla popolazione residente comunale per sesso, anno di nascita e stato civile, indagine che l'Istat conduce dal 1992 presso le Anagrafi dei comuni italiani. I dati relativi al 2004, infine, provengono direttamente dai dati sulla popolazione riportati nell'indagine continua sulle forze di lavoro.

**Graf. 1 Confronto tra l'andamento delle persone in cerca di occupazione (scala sx) e il tasso di disoccupazione (scala a dx) e tra le forze di lavoro (scala a sx) e il tasso di disoccupazione (scala a dx) nel Centro Nord e nel Mezzogiorno.**



Fonte: Ns. elaborazioni su dati ISTAT Indagine continua sulle forze di lavoro

A conferma di un diverso funzionamento dei due mercati del lavoro subnazionali, nel grafico 2, abbiamo posto a confronto la dinamica del PIL reale con l'andamento del tasso di occupazione e disoccupazione<sup>5</sup>.

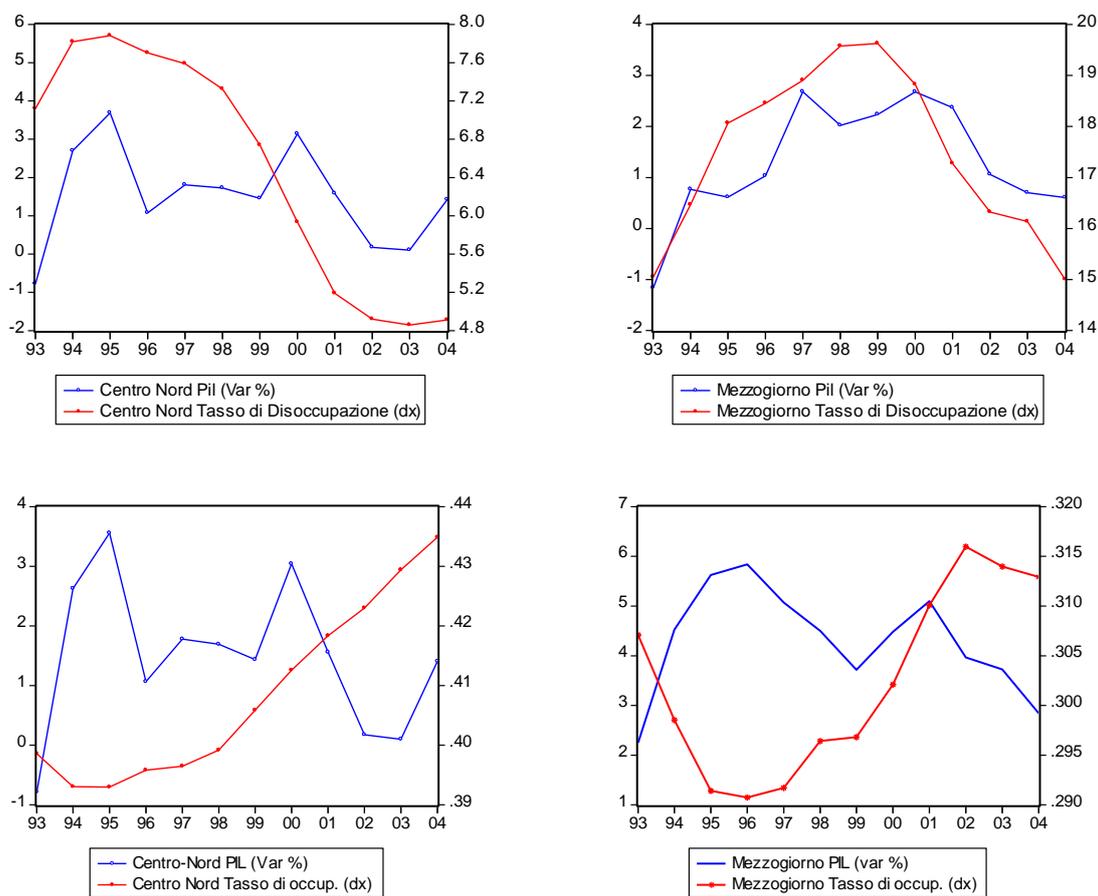
Il Centro Nord mostra una dinamica del PIL molto più ciclica, contraddistinta da un maggior numero di picchi positivi e negativi, ma nel complesso, il confronto con il tasso di disoccupazione sembrerebbe evidenziare la mancanza di una relazione netta. Tale relazione appare, invece, più marcata se analizziamo i dati riferiti al Mezzogiorno. In questo secondo caso, infatti, appare più marcata la dinamica del PIL reale che ha fatto registrare un trend crescente fino al 2000, presentando quindi meno punti di flessione. Mettendo a confronto, inoltre, la serie storica del PIL reale con quella dei tassi di disoccupazione notiamo, per il Mezzogiorno, una relazione piuttosto evidente tra i valori contenuti nelle due serie.

<sup>5</sup> A tal proposito occorre specificare che l'indagine sulle forze lavoro condotta dall'Istat tiene conto, nel calcolare gli aggregati occupazione e disoccupazione, anche della componente di occupazione sommersa che caratterizza il mercato del lavoro italiano.

Alla luce delle differenze riscontrate nella relazione tra PIL reale e tasso di disoccupazione nelle due diverse macroaree, abbiamo deciso di analizzare l'andamento del tasso di occupazione, che per costruzione<sup>6</sup> non risente delle fluttuazioni delle forze lavoro derivanti dalle differenti fasi del ciclo economico. Nel terzo e quarto quadrante del Grafico 2 mostriamo, pertanto, il confronto tra l'andamento del PIL reale e quello del tasso di occupazione nelle due macroaree. Ne emerge anche in questo caso una relazione nettamente più stringente per il Mezzogiorno rispetto al Centro-Nord.

Mentre, infatti, nel Mezzogiorno il tasso di occupazione sembrerebbe indicare la presenza di una relazione piuttosto marcata tra PIL reale e tasso di occupazione, seppure ritardata di un paio d'anni circa, nel Centro-Nord emerge la sostanziale assenza di una relazione netta tra i due valori dato che il tasso di occupazione cresce con un trend costante, senza seguire le oscillazioni cicliche del PIL reale.

**Graf. 2 Confronto tra l'andamento del PIL reale (scala a sx) e del tasso di disoccupazione (scala a dx) e tra il PIL reale (scala a sx) e il tasso di occupazione nel Centro Nord e nel Mezzogiorno (scala a dx).**



Fonte: Ns. elaborazioni su dati ISTAT Indagine continua sulle forze di lavoro

<sup>6</sup> Mentre il tasso di disoccupazione è dato dal rapporto tra disoccupati e forze lavoro, quello di occupazione è dato dal rapporto tra occupati e popolazione residente.

Alla luce delle considerazioni fatte sulla presenza di trend nelle serie osservate, come d'altra parte ormai pratica comune nei lavori basati sull'utilizzo di serie storiche macroeconomiche anche in contesti panel (cfr. tra gli altri Freeman 2001), abbiamo effettuato alcuni test per verificare la stazionarietà della serie oggetto di analisi. In effetti, anche nel nostro caso, dall'analisi emerge la presenza di radice unitaria nelle serie storiche utilizzate. In particolare, abbiamo effettuato i test per la verifica dell'esistenza della radice unitaria su tutte le variabili impiegate. A tal proposito, in prima approssimazione, abbiamo effettuato l'analisi nei livelli delle variabili<sup>7</sup>. Una volta riscontrata la presenza di una radice unitaria nelle serie, abbiamo provveduto a considerare delle trasformazioni lineari dei valori. Nello specifico, in linea con la letteratura sul tema (Okun 1970, Mankiw 1994, Moosa 1999, Lee 2000, Silvapulle, Moosa e Silvapulle 2004), abbiamo considerato il PIL reale in differenze prime logaritmiche. Mentre l'utilizzo delle differenze prime consente di eliminare la radice unitaria dalle serie, il passaggio ai logaritmi serve a linearizzare la relazione tra l'andamento del PIL reale e quello delle variabili riguardanti il mercato del lavoro. Per le stesse ragioni, abbiamo utilizzato le differenze prime anche per i tassi di disoccupazione e di occupazione (Lee 2000, Silvapulle, Moosa e Silvapulle 2004).

Di seguito riportiamo i risultati dei test di radice unitaria effettuati sulle serie analizzate (Tab. 1).

Identificando con  $\rho_i$  il coefficiente sul quale stimare la presenza di radice unitaria, dove  $i = 1, 2, \dots, N$  rappresenta il numero delle serie osservate nei periodi  $t = 1, 2, \dots, T_i$ , se  $|\rho_i| < 1$ , allora vi è stazionarietà in senso debole, altrimenti se  $|\rho_i| = 1$  vi è una radice unitaria.

Circa i presupposti dei test ci sono due assunzioni alla base dei test inerenti il parametro  $\rho_i$ . I test di Levin, Lin e Chu, il test di Breitung e quello Stat Z di Hadri assumono che la presenza dei parametri sia comune tra tutte le *cross-section* osservate e dunque  $\rho_i = \rho$ . Mentre i test ADF Chi quadro, PP Chi Quadro di Fischer e Statistica W di Im, Pesaran e Shin assumono che  $\rho_i$  vari liberamente tra le diverse *cross-section*.

Ogni test presenta una ipotesi specifica: i test Levin, Lin e Chu (2002), il test di Breitung (2000), ADF Chi quadro, PP Chi Quadro di Fischer (Maddala e Wu 1999, Choi 2001) e Statistica W di Im, Pesaran e Shin (2003) assumono come ipotesi nulla la presenza di radice unitaria, mentre Stat Z di Hadri (1999) assume come ipotesi nulla l'assenza di radice unitaria<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> I risultati di questi primi test non sono riportati per non appesantire eccessivamente il testo, ma sono disponibili su richiesta.

<sup>8</sup> Nel test di Levin, Lin e Chu l'ipotesi nulla è  $H_0: \rho = 0$  mentre quella alternativa è  $H_A: \rho < 0$ . Nella statistica t di Breitung l'ipotesi nulla è  $H_0: \rho_i = 1$  per ogni  $i$ . Nella statistica W di Im, Pesaran e Shin l'ipotesi nulla è  $H_0: \rho_i = 0$  per ogni  $i$  mentre le ipotesi alternative sono  $H_A: \rho_i = 0$  per  $i = 1, 2, \dots, N_1$  e  $H_A: \rho_i < 0$  per  $i = N+1, N+2, \dots, N$ . I test ADF Chi Quadro di Fisher e PP Chi Quadro di Fisher assumono come ipotesi nulla  $H_0: \rho_i = 0$  per ogni  $i$  mentre le ipotesi alternative sono  $H_A: \rho_i = 0$  per  $i = 1, 2, \dots, N_1$  e  $H_A: \rho_i < 0$  per  $i = N+1, N+2, \dots, N$ . Nel test Z di Hadri l'ipotesi nulla è  $H_0: \rho = 0$ , mentre quella alternativa  $H_A: \rho < 0$ . (Cfr. Levin, Lin e Chu 2002, Breitung 2000, Hadri 1999, Maddala e Wu 1999, Choi 2001, Im, Pesaran e Shin 2003 e Hadri 1999).

**Tabella 1 – Test di radice unitaria sulle variabili PIL reale, Tasso di Disoccupazione e Tasso di Occupazione.**

Metodo	PIL reale (differenze logaritmiche)		Tasso Disoccupazione (variazioni)		Tasso Occupazione (variazioni)	
	Statistiche	Prob.*	Statistiche	Prob.*	Statistiche	Prob.*
Ipotesi nulla: Radice Unitaria (assume la presenza di un processo di radice unitaria comune)						
Test di Levin, Lin e Chu	-12.6021	0.0000	-8.77873	0.0000	-6.20513	0.0000
Statistica t di Breitung	-3.60598	0.0002	-2.34696	0.0095	-1.20433	0.1142
Ipotesi nulla: Radice Unitaria (assume la presenza di un processo di radice unitaria individuale)						
Statistica W di Im, Pesaran e Shin	-8.69164	0.0000	-5.71614	0.0000	-4.12909	0.0000
ADF - Chi quadro di Fisher	140.585	0.0000	101.779	0.0000	79.4133	0.0002
PP - Chi-quadro di Fisher	163.292	0.0000	111.374	0.0000	87.1679	0.0000
Ipotesi nulla: Assenza di radice unitaria (assume l'assenza di un processo di radice unitaria comune)						
Stat Z di Hadri	2.57160	0.0051	5.50450	0.0000	5.12524	0.0000

\*Le probabilità per il test di Fisher sono calcolate utilizzando una distribuzione asintotica di Chi-quadro. Tutti gli altri test assumono normalità asintotica

Come si può notare, l'utilizzo delle differenze logaritmiche nel caso del PIL e delle differenze prime nel caso dei tassi esclude la presenza di radice unitaria dalle serie, garantendone così la stazionarietà nel tempo. Infatti, come evidenziato da alcuni autori (Mankiw 1994 e Lee 2000), il modello in differenze prime rappresenta uno strumento efficace per rendere le serie stazionarie quando si ha a che fare, come nel caso analizzato da Okun, con dati contraddistinti dalla presenza di una radice unitaria.

Il modello di regressione in differenze prime riduce, inoltre, i problemi derivanti dalla multicollinearità tra le variabili indagate. Una delle ragioni alla base della multicollinearità deriva, infatti, dalla possibilità che le variabili si muovano nel tempo nella stessa direzione e la loro trasformazione lineare in differenze rappresenta una delle modalità attraverso le quali rendere minima tale dipendenza. Non c'è ragione, infatti, per pensare che variabili altamente correlate se prese nei livelli, lo debbano essere ugualmente, se considerate nelle loro differenze prime (cfr. Gujarati 2003).

## **2.2 La metodologia utilizzata**

Nel presente lavoro, analizzeremo il trade-off tra variazioni del PIL reale e del tasso di disoccupazione attraverso l'utilizzo di un modello in differenze prime. Tale metodologia di analisi produce almeno due vantaggi rispetto alla modellistica che utilizza l'*output gap*. In primo luogo, la trasformazione lineare nelle differenze prime non risente della discrezionalità insita nella stima del PIL potenziale, necessario per calcolare il *gap* con il PIL reale corrente. A tal proposito, come fanno rilevare i risultati ottenuti tra gli altri da Weber (1995) «estimates of the coefficient are sensitive to the method used to estimate cyclical output and unemployment. This sensitivity is found even when similar econometric procedures are used». In questo senso la scelta della trasformazione lineare in differenze prime delle variabili ci permette di prescindere dalla discrezionalità insita nella modalità di calcolo dei livelli potenziali del PIL e del tasso di disoccupazione.

La metodologia utilizzata nel presente lavoro per analizzare la legge di Okun consiste in un'analisi panel basata sull'utilizzo dello stimatore LSDV (Least Square Dummy Variables).

Al fine di indagare la presenza di asimmetria nella legge di Okun in Italia nel periodo in esame e le eventuali differenze territoriali, utilizzeremo un panel bilanciato di dati annuali riguardanti le 20 regioni italiane. La ragione alla base dell'utilizzo di dati panel, per mettere a confronto realtà territoriali differenti, deriva da tre ordini di fattori. In primo luogo, l'utilizzo della metodologia panel permette di ottenere un incremento dei gradi di libertà delle stime con conseguente miglioramento dell'efficienza dello stimatore, consentendoci di ovviare al problema della mancanza, per l'Italia, di serie storiche di una certa durata confrontabili tra loro. In secondo luogo, come sottolineato tra gli altri da Freema (2001), consente di ridurre il problema della collinearità grazie all'utilizzo della variabilità addizionale dei regressori. Infine, come sottolineato da Baltagi e Griffin (1995) le stime panel, rispetto alla stima di serie storiche individuali, producono errori di previsione più contenuti, anche nei casi in cui venga rigettata l'ipotesi di omogeneità di inclinazione tra le varie *cross-section*. I due autori evidenziano, infatti, a tal proposito, che la distorsione nella stima dei parametri, indotta dall'eterogeneità nell'inclinazione viene ampiamente compensata dalla riduzione della varianza.

La scelta dello stimatore LSDV, invece, è stata effettuata in quanto esso appare come il più adatto a catturare le caratteristiche regionali specifiche. Il modello a effetti fissi è infatti, per sua natura, il più idoneo a stimare le differenze tra le diverse unità *cross-section* (cfr. tra gli altri sull'argomento Freeman 2001). La scelta di una metodologia ad effetti fissi, inoltre, è stata effettuata al fine di poter controllare per gli effetti delle variabili omesse *time varying* che possono influenzare il valore stimato dei parametri (Hsiao 1986).

### *Modello in differenze*

Il primo dei modelli proposti è rappresentabile attraverso la seguente equazione:

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

dove  $y_{it}$  è il valore del PIL reale per la regione  $i$ -esima al tempo  $t$  e  $X_{it}$  è il valore del tasso di disoccupazione per la regione  $i$ -esima al tempo  $t$ .  $\Delta$  rappresenta l'operatore differenza ed  $\varepsilon$  è un termine di disturbo *white noise*. Il parametro  $\beta_0$  (come evidenziato tra gli altri in Lee 2000, Virén 2001, e Guajarati 2003) misura l'intercetta del modello e cattura il tasso di crescita medio e quindi il trend della variabile dipendente.

Nella prima delle specificazioni che andiamo a presentare di seguito (*modello con effetti asimmetrici*), in linea con la metodologia sviluppata tra gli altri da Lee (2000), concentreremo l'attenzione sull'eventuale presenza di una asimmetria nella relazione tra PIL e disoccupazione. Nella seconda

(*modello con effetti territoriali*), invece, introdurremo delle *dummy* territoriali per tenere conto degli eventuali effetti delle dinamiche subnazionali sulla relazione stimata. Nell'ultima delle specificazioni proposte, infine, inseriremo nel modello sia le componenti asimmetriche che quelle territoriali.

### *Modello con effetti asimmetrici*

Come evidenziato nelle precedenti sezioni, l'opinione prevalente è concorde con l'idea che nelle fasi di contrazioni ed espansione del ciclo economico la relazione di Okun sia caratterizzata da coefficienti diversi in termini di intensità della relazione. Una evidenza empirica piuttosto robusta avvalorava infatti la tesi secondo cui le serie storiche macroeconomiche presentino andamenti non lineari e asimmetrici in base alla fase del ciclo economico in cui si trova l'economia (cfr. tra gli altri Courtney 1991, Palley 1993, Lee 2000, Virén 2001 e Mayes e Virén 2002).

Al fine di indagare la natura della relazione abbiamo quindi inserito nell'analisi delle componenti che fossero sensibili all'eventuale presenza di andamenti asimmetrici nella relazione tra le variazioni del tasso di disoccupazione e quelle del PIL reale, in modo da poter misurare l'eventuale asimmetria nel coefficiente di Okun a secondo che si analizzino fasi di espansione o di flessione del ciclo economico. Abbiamo pertanto suddiviso il regressore dell'analisi, e cioè le variazioni del tasso di disoccupazione, nelle sue componenti negative e positive. Il modello analizzato può quindi essere riscritto nel seguente modo:

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_1^+ I_{it}^+ \Delta X_{it} + \beta_1^- I_{it}^- \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

dove  $I_{it}$  rappresenta la funzione indicatore di *Heaviside* (cfr. tra gli altri sull'argomento Lee, 2000) tale che:

$$I_{it}^+ = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta X_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{se } \Delta X_{it} < 0 \end{cases} ;$$

$$I_{it}^- = \begin{cases} 1 & \text{se } \Delta X_{it} < 0 \\ 0 & \text{se } \Delta X_{it} \geq 0 \end{cases} .$$

Mentre l'indicatore  $I_{it}^+$  assume, quindi, valore 1 per variazioni positive nei tassi di disoccupazione e 0 per quelle negative, la *dummy*  $I_{it}^-$  è speculare alla precedente. In questo modo è possibile stimare due diversi coefficienti che misurino separatamente gli effetti delle variazioni positive e negative del tasso di disoccupazione sulle corrispondenti variazioni del PIL reale.

### *Modello con effetti territoriali*

Il modello con effetti territoriali si basa sulla stessa metodologia di indagine del precedente con la sola differenza che concentreremo questa volta l'attenzione sull'eventuale influenza esercitata sulla relazione dall'appartenenza ad una delle regioni del Centro-Nord o del Mezzogiorno.

Per stimare questa componente utilizzeremo quindi due *dummy* regionali ( $D_i^{Mezz}$  e  $D_i^{CN}$ ). Mentre la  $D_i^{Mezz}$  assume valore 1 per le regioni appartenenti al Mezzogiorno d'Italia e 0 per quelle appartenenti al Centro-Nord, la *dummy*  $D_i^{CN}$  è speculare alla precedente.

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \delta_1 D_i^{Mezz} \Delta X_{it} + \delta_2 D_i^{CN} \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Come nel caso precedente  $\Delta$  rappresenta l'operatore differenza ed  $\varepsilon$  è un termine di disturbo *white noise*. Il parametro  $\delta_0$  misura l'intercetta del modello e cattura il tasso di crescita medio e quindi il trend della variabile dipendente. Diversamente dal caso precedente, però,  $\delta_1$  e  $\delta_2$  rappresentano il coefficiente di Okun scomposto nelle sue due componenti relative alle differenti macroaree.

Questa seconda specificazione, attraverso l'utilizzo delle *dummy* territoriali, ci consente di calcolare i coefficienti separatamente con riferimento ai due mercati del lavoro subnazionali (Mezzogiorno e Centro-Nord) per cogliere, in questo modo, l'effetto eventualmente esercitato dalle differenze strutturali sulla relazione stimata, riferite.

### *Modello con effetti asimmetrici e territoriali*

Un ultimo modello contenente entrambi gli effetti verrà infine stimato per valutare contemporaneamente gli effetti asimmetrici e territoriali.

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_1^+ I_{it}^+ \Delta X_{it} + \beta_1^- I_{it}^- \Delta X_{it} + \delta_1 D_i^{Mezz} \Delta X_{it} + \delta_2 D_i^{CN} \Delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

La distorsione derivante da possibili variabili omesse potrebbe contenere un aspetto temporale nel caso in cui si siano verificati cambiamenti strutturali nella relazione tra occupazione e PIL nel corso del tempo. Per esaminare questa possibilità abbiamo inserito degli effetti temporali in tutte le specificazioni presentate (cfr. tra gli altri Freeman 2001). Si tratta di *dummy*, una per ognuno degli anni oggetto dell'analisi che assumono valore 1 per l'anno in oggetto e 0 per tutti gli altri. Non riportiamo queste ultime *dummy* nella formulazione in quanto costituiscono una procedura assolutamente standard.

L'utilizzo di *dummy* temporali ci consente pertanto di tenere conto di eventuali effetti derivanti da cambiamenti strutturali che esulino dalla relazione evidenziata da Okun<sup>9</sup>.

Tutte le specificazioni presentate verranno seguite inoltre testate utilizzando il tasso di occupazione al posto di quello di disoccupazione come regressore dell'analisi.

### 3. Risultati empirici

In questa sezione presentiamo i risultati empirici delle stime effettuate utilizzando i modelli analizzati nella sezione 2. Come già specificato nella sezione relativa alla descrizione del data set, le variabili considerate sono il PIL reale, il tasso di disoccupazione e il tasso di occupazione.

Nella Tabella 2 sono riportati i risultati delle stime condotte sul tasso di disoccupazione sia con riferimento agli aspetti asimmetrici che territoriali nel seguente ordine: i primi risultati riguardano il tasso di disoccupazione complessivamente considerato, i secondi lo studio dell'eventuale presenza di asimmetria nella relazione, i terzi contengono la disaggregazione territoriale, mentre gli ultimi risultati riportati nella Tabella 2 attengono ad un'analisi della legge di Okun che tiene conto sia della componente asimmetrica, che di quella territoriale.

I risultati della stima mostrano una sostanziale conferma della legge di Okun per le regioni italiane nel periodo di analisi. Il coefficiente stimato assume quasi sempre valori simili a quelli riscontrati per l'Italia dalle analisi in cui è stata stimata la presenza di asimmetria nella relazione (cfr. tra gli altri Giannini, Lanzerotti e Sghellini 1995, Moosa 1997 e Lee 2000)<sup>10</sup>. L'analisi delle *dummy* temporali, inoltre, non evidenzia la presenza di un particolare effetto temporale dovuto alle variazioni subite dal mercato del lavoro italiano. Anche i valori degli indici di bontà dell'adattamento si attestano su livelli generalmente abbastanza in linea con tali lavori. Le statistiche Durbin Watson, infine, segnalano la sostanziale assenza di autocorrelazione nelle serie stimate per tutte le analisi presentate.

Andando ad analizzare nello specifico le differenti analisi proposte nella Tabella 2, troviamo conferma della presenza di asimmetria nella relazione stimata. Mentre, infatti, il coefficiente relativo alle variazioni negative del tasso di disoccupazione risulta statisticamente significativo, tale significatività viene meno nel momento in cui si analizzano le variazioni positive.

---

<sup>9</sup> Alcuni esempi di cambiamenti strutturali potrebbero derivare dalle nuove norme sulla flessibilizzazione del mercato del lavoro introdotte con la legge 196/97, cioè il "Pacchetto Treu", e con la Legge Biagi (30/03). In particolare, i dati analizzati potrebbero, infatti, risentire dell'introduzione della legge Treu che, promuovendo forme contrattuali flessibili e a tempo, potrebbe comportare delle variazioni significative nella relazione oggetto di indagine. L'introduzione di tale ulteriore elemento, in questo senso, è stata fatta allo scopo di comprendere se modificazioni nel funzionamento della legge di Okun possono essere state indotte dai nuovi assetti normativi.

<sup>10</sup> Va precisato che il periodo di osservazione utilizzato in questa analisi non coincide con quello analizzato nei lavori citati, anche se trattandosi di decenni contigui riteniamo di poter effettuare dei confronti almeno per quanto riguarda gli andamenti tendenziali di lungo periodo. Nel lavoro di Lee (2000), si tratta, in particolare, del periodo tra il 1955 e il 1996, mentre in quello di Moosa (1997) del periodo tra il 1960 e il 1995.

**Tabella 2 – Risultati delle stime relative alla relazione PIL reale e Tasso di Disoccupazione.**

Il tasso di disoccupazione (TD) è formato dal rapporto tra le persone in cerca di occupazione e le forze di lavoro, ed è considerato in differenze prime. La dummy “dummy\_cn” assume valore 1 per le regioni del Centro Nord e 0 per le regioni del Mezzogiorno. La dummy “dummy\_mezz” assume valore 1 per le regioni del Mezzogiorno e 0 per le regioni del Centro-Nord. La dummy “diff\_td\_pos” assume valore 1 quando la variazione del tasso di disoccupazione rispetto al valore precedente è positiva e 0 altrimenti. La dummy “diff\_td\_neg” assume valore 1 quando la variazione del tasso di disoccupazione rispetto al valore precedente è negativa e 0 altrimenti.

Costante		0.014** (16.001)			
TD		-0.239** (-2.747)			
Costante			0.013** (10.743)		
TD*diff_td_pos			-0.169 (-1.156)		
TD*diff_td_neg			-0.301* (-2.236)		
Costante				0.014** (15.745)	
TD*dummy_cn				-0.212 (-1.674)	
TD*dummy_mezz				-0.287* (-2.293)	
Costante					0.013** (12.160)
TD*diff_td_pos*dummy_cn					-0.150 (-0.519)
TD*diff_td_pos*dummy_mezz					-0.179 (-0.643)
TD*diff_td_neg* dummy_cn					-0.241 (-1.629)
TD*diff_td_neg* dummy_mezz					-0.416** (-3.003)
Effetti fissi temporali	1993	-0.0199	-0.0202	-0.0205	-0.0207
	1994	0.0082	0.0080	0.0079	0.0077
	1995	0.0125	0.0125	0.0127	0.0127
	1996	-0.0042	-0.0040	-0.0041	-0.0038
	1997	0.0072	0.0074	0.0072	0.0075
	1998	0.0047	0.0048	0.0048	0.0049
	1999	0.0034	0.0035	0.0036	0.0038
	2000	0.0116	0.0114	0.0118	0.0118
	2001	0.0016	0.0016	0.0016	0.0014
	2002	-0.0100	-0.0099	-0.0100	-0.0099
	2003	-0.0113	-0.0115	-0.0114	-0.0115
2004	-0.0037	-0.0037	-0.0039	-0.0039	
R <sup>2</sup>	0.367037	0.368039	0.366293	0.368261	
R <sup>2</sup> aggiustato	0.333577	0.331687	0.329841	0.325957	
Durbin-Watson stat	2.070525	2.059362	2.081455	2.074517	
F-statistic	10.96924	10.12438	10.04860	8.705119	
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	

\*\* Stima significativa all'0.01, \* Stima significativa all'0.05. Tra parentesi i valori della statistica T.

Questo primo risultato appare in linea con i lavori che sottolineano l'influenza delle rigidità del mercato del lavoro, specialmente in Europa, sull'asimmetria della relazione stimata (cfr. Brunner 1997, Lee 2000, Attfield e Silverstone 1998, e Harris e Silverstone 2001). Abbiamo a questo punto effettuato una nuova analisi in modo da tener conto delle dinamiche territoriali invece che di quelle legate all'asimmetria. I risultati di questa seconda specificazione mostrano che, in linea con le statistiche descrittive presentate nella sezione 2 (Grafico 2, riquadri 2 e 4) e le relative interpretazioni apportate, una volta disaggregato il fenomeno per macroaree, la relazione appare significativa soltanto per le regioni appartenenti al Mezzogiorno. Quest'ultimo risultato è decisamente in linea con quelli ottenuti da Palley (1993), secondo cui l'asimmetria osservata nella legge di Okun può derivare tra le altre cose da cambiamenti nel tasso di partecipazione della forza lavoro.

L'ultima analisi che presentiamo in questa prima Tabella di risultati scaturisce da una stima effettuata tenendo conto sia dell'effetto dell'asimmetria che di quello territoriale. A conferma dei precedenti risultati l'unico coefficiente statisticamente significativo è quello riferito alla disaggregazione

Mezzogiorno con asimmetria negativa. In aggiunta, l'ammontare del coefficiente stimato in questo particolare caso risulta quasi doppio rispetto a quello relativo all'analisi della relazione complessivamente considerata (quella effettuata cioè senza l'introduzione di *dummy* legate all'asimmetria e/o territoriali).

La consistenza dei risultati riferiti all'area territoriale del Mezzogiorno sottolinea la rilevanza assunta dal tasso di partecipazione al mercato del lavoro nell'ambito della relazione stimata da Okun.

Tale risultato è in linea tra l'altro con le considerazioni effettuate a suo tempo dallo stesso Okun (1962), il quale quasi cinquanta anni fa aveva già sottolineato come i risultati delle sue stime fossero validi soltanto in assenza di sostanziali modificazioni nella partecipazione attiva al mercato del lavoro.

Per tenere conto della possibile influenza esercitata dalle variazioni del tasso di partecipazione al mercato del lavoro tra i periodi di espansione e flessione del ciclo economico, abbiamo ripetuto le stesse analisi presentate in precedenza, utilizzando però come regressore il tasso di occupazione al posto di quello di disoccupazione. In questo senso, la differenza più rilevante tra tasso di disoccupazione e di occupazione è riferita al denominatore del rapporto. Mentre infatti nel primo caso quest'ultimo è costituito dalle forze lavoro, nel secondo esso è rappresentato dai valori della popolazione. Per questa ragione, a differenza del tasso di disoccupazione, il tasso di occupazione non risente delle variazioni nel tasso di partecipazione alla forza lavoro. Proprio questa è la ragione alla base della scelta del tasso di occupazione come regressore di questa nuova analisi.

Nella Tabella 3 sono riportati i risultati delle stime condotte sul tasso di occupazione sia con riferimento agli aspetti asimmetrici che territoriali. L'ordine con cui vengono presentati i risultati è identico al caso precedente: i primi risultati riguardano il tasso di occupazione complessivamente considerato, i secondi lo studio dell'eventuale presenza di asimmetria nella relazione, i terzi contengono la disaggregazione territoriale, mentre gli ultimi risultati riportati nella Tabella 3 attengono allo studio della relazione tra variazioni del PIL reale e del tasso di occupazione, considerando sia la componente asimmetrica che quella territoriale.

Anche in questo caso la stima appare piuttosto robusta. I valori degli indici di bontà dell'adattamento, riguardanti questa nuova analisi si attestano generalmente su livelli simili rispetto a quelli relativi all'analisi sui tassi di disoccupazione. Le *dummy* annuali non evidenziano, anche in questo caso, la presenza di un effetto temporale rilevante. Le statistiche Durbin Watson segnalano, infine, la sostanziale assenza di autocorrelazione nelle serie stimate per tutte le analisi presentate.

Passando ad analizzare i risultati relativi ai coefficienti, una sostanziale conferma della relazione stimata emerge dall'analisi relativa alle regioni italiane complessivamente considerate. Una volta disaggregata l'analisi per tenere conto della possibile asimmetria nella relazione emerge che l'unico coefficiente statisticamente significativo è quello relativo alle variazioni positive del tasso di

occupazione. Gli esiti delle analisi per la stima dell'asimmetria sono esattamente speculari rispetto ai risultati ottenuti nella Tabella 2 e confermano, quindi, i risultati della precedente analisi.

**Tabella 3 – Risultati delle stime relative alla relazione PIL e Tasso di Occupazione.**

Il tasso di occupazione (TO), costituito dal rapporto tra il numero di occupati e la popolazione complessiva, è considerato nell'analisi in termini differenze prime rispetto al periodo precedente. La dummy "dummy_cn" assume valore 1 per le regioni del Centro Nord e 0 per quelle del Mezzogiorno. La dummy "dummy_mezz" assume valore 1 per le regioni del Mezzogiorno e 0 per quelle del Centro Nord. La dummy "diff_to_pos" assume valore 1 quando la variazione del tasso di occupazione rispetto al valore precedente è positiva e 0 altrimenti. La dummy "diff_to_neg" assume, infine, valore 1 quando la variazione del tasso di occupazione rispetto al valore precedente è negativa e 0 altrimenti.					
Costante		0.013** (15.404)			
TO		0.607** (3.957)			
Costante			0.013** (8.283)		
TO*diff_to_pos			0.660* (2.432)		
TO*diff_to_neg			0.550 (1.915)		
Costante				0.013** (15.422)	
TO*dummy_cn				0.367 (1.965)	
TO*dummy_mezz				0.948** (4.058)	
Costante					0.013** (8.737)
TO*diff_to_pos*dummy_cn					0.502 (1.783)
TO*diff_to_pos*dummy_mezz					0.857* (2.342)
TO*diff_to_neg* dummy_cn					0.110 (0.295)
TO*diff_to_neg* dummy_mezz					1.017** (2.742)
Effetti fissi temporali	1993	-0.0180	-0.0182	-0.0186	-0.0190
	1994	0.0106	0.0105	0.0100	0.0097
	1995	0.0131	0.0132	0.0133	0.0135
	1996	-0.0047	-0.0046	-0.0043	-0.0041
	1997	0.0072	0.0073	0.0069	0.0072
	1998	0.0032	0.0033	0.0030	0.0032
	1999	0.0022	0.0022	0.0028	0.0028
	2000	0.0101	0.0100	0.0105	0.0105
	2001	0.0003	0.0002	0.0002	0.0003
	2002	-0.0111	-0.0110	-0.0114	-0.0112
	2003	-0.0094	-0.0096	-0.0097	-0.0102
2004	-0.0036	-0.0035	-0.0028	-0.0029	
R <sup>2</sup>		0.388208	0.388358	0.394252	0.397241
R <sup>2</sup> aggiustato		0.355866	0.353175	0.359409	0.356878
Durbin-Watson stat		2.078305	2.073357	2.129940	2.120610
F-statistic		12.00342	11.03824	11.31483	9.841638
Prob(F-statistic)		0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

\*\* Stima significativa all'0.01, \* Stima significativa all'0.05. Tra parentesi i valori della statistica T.

Le stime sull'asimmetria, in particolare, confermano la presenza di effetti asimmetrici positivi, come è naturale attendersi data la rigidità del mercato del lavoro. Tale mercato è, infatti, in condizione di espellere occupati in presenza di contrazioni del ciclo economico con molta più difficoltà, di quanto non sia in grado di assumerne nelle fasi di espansione del ciclo economico.

Anche la stima con disaggregazione territoriale rivela risultati in linea con la precedente analisi. In questo caso, infatti, risultano significativi i coefficienti riferiti al Mezzogiorno, mentre mancano di significatività statistica quelli relativi al Centro-Nord.

Tale mancato funzionamento della relazione per questa specifica area geografica potrebbe essere imputabile, oltre che alla condizione di pressoché piena occupazione che caratterizza ormai il mercato

del lavoro del Centro Nord, anche alla progressiva crescita della popolazione straniera che ha determinato incrementi del numero di occupati minori rispetto alla crescita della popolazione<sup>11</sup>.

Anche in questo caso, inoltre, il valore del coefficiente relativo alla macroarea Mezzogiorno è nettamente superiore rispetto a quello relativo all'Italia. Le stime che tengono conto sia della componente territoriale, che di quella legata all'asimmetria mostrano, infine, come la stima relativa al Mezzogiorno mantenga questa volta significatività statistica sia per le variazioni positive, che per quelle negative del tasso di occupazione. Sembrerebbe quindi, in questo senso, che utilizzare un indicatore che non risenta in maniera rilevante delle variazioni del tasso di partecipazione renda ancora più significativa la relazione tra mercato del lavoro e tassi crescita del PIL. Ne deriverebbe pertanto che sono le componenti territoriali, cioè di diversa conformazione del mercato del lavoro, più che quelle legate alle asimmetrie, a influenzare la relazione originariamente stimata da Okun.

#### **4. Conclusioni**

Nella presente analisi abbiamo verificato la relazione individuata da Okun per le regioni italiane nel periodo che va dal 1992 al 2004. In particolare, ci siamo occupati di verificare se anche in Italia, a livello subnazionale, sussista quella forma di asimmetria rilevata dalla maggior parte della letteratura sull'argomento. In aggiunta, abbiamo concentrato l'attenzione anche sull'eventuale esistenza di dinamiche territoriali differenti, derivanti dalle diverse condizioni del mercato del lavoro, tra le regioni appartenenti al Centro Nord ed al Mezzogiorno d'Italia.

Osservando più dettagliatamente le stime, la relazione di Okun viene ad essere confermata dall'analisi panel sull'intera economia nazionale. Dalla successiva analisi sull'asimmetria emerge poi la forte presenza di asimmetria negativa nella relazione stimata.

Passando all'analisi territoriale della relazione è possibile notare come solo le stime relative al Mezzogiorno appaiano significative. Una possibile spiegazione di tale evidenza può risiedere nel fatto che la disoccupazione è un fenomeno tipicamente meridionale, mentre il Centro Nord, soprattutto negli ultimi anni oggetto di analisi, si è progressivamente avvicinato a tassi di disoccupazione frizionali e quindi meno legati a fenomeni ciclici.

I risultati delle stime effettuate mostrano che nelle aree del Mezzogiorno, in cui la partecipazione al mercato del lavoro è molto "volatile", il tasso di disoccupazione può non presentarsi come un indicatore ottimale per stimare la relazione con gli andamenti del PIL. Tale volatilità delle forze

---

<sup>11</sup> Pesa in questo caso anche la forte crescita della popolazione straniera al Centro Nord che spesso porta ad un aumento sia della popolazione, che del numero di occupati. Tale dinamica è soprattutto legata alla procedura per il rilascio del permesso di soggiorno, che richiede la presenza di un contratto di lavoro già sottoscritto, e le procedure di regolarizzazione degli immigrati avvenute tra il 2001 ed il 2003.

lavoro, legata a fenomeni principalmente partecipativi, tende infatti a sterilizzare, almeno in parte, gli effetti che l'evoluzione del ciclo economico possono avere sulla creazione/distruzione di posti di lavoro. Tale dinamica del tasso di partecipazione non si verifica nelle regioni del Centro-Nord in cui la forza lavoro rimane tendenzialmente stabile e il tasso di disoccupazione è prossimo ai valori frizionali, per cui tutta la forza lavoro disponibile si presenta sul mercato. Livelli di disoccupazione tendenzialmente frizionali, in aggiunta ad un mercato del lavoro caratterizzato da una forte componente extracomunitaria sembrerebbero, quindi, le motivazioni più plausibili alla base del mancato funzionamento della relazione stimata da Okun nelle regioni appartenenti al Centro-Nord.

Come accennato nella parte relativa alla descrizione della metodologia impiegata, l'osservazione diretta dei fenomeni, nonché alcuni risultati contenuti nelle stime porterebbero a ritenere che il tasso di occupazione possa cogliere ulteriori elementi della relazione tra PIL reale e mercato del lavoro rispetto a quanto non faccia il tasso di disoccupazione. Sarebbe proprio l'ininfluenza di tale indicatore a variazioni del tasso di partecipazione alle forze lavoro a renderlo infatti più idoneo.

Abbiamo effettuato pertanto una nuova analisi utilizzando questa volta il tasso di occupazione e ripetendo la stima anche in questo caso a livello sub nazionale e con riferimento ad eventuali fenomeni asimmetrici. La stima evidenzia in questo caso la piena significatività statistica tra il PIL reale e il tasso di occupazione. L'analisi sull'asimmetria evidenzia, in particolare, la presenza di asimmetria positiva. Tale risultato è speculare a quello ottenuto nell'analisi sui tassi di disoccupazione e come tale ne rappresenta un'ulteriore conferma. L'assenza di significatività della stima relativa all'asimmetria negativa, inoltre, sembra imputabile a fenomeni di rigidità che caratterizzano il mercato del lavoro italiano e che rendono più complesse e farraginose eventuali riduzioni del numero di occupati, anche in presenza di contrazioni del ciclo economico.

Nel complesso quindi, la relazione individuata da Okun appare ancora una volta valida in contesti in cui il livello della disoccupazione è ancora abbastanza alto. Perde al contrario di significatività in contesti economici più sviluppati, quando si è in presenza cioè di livelli di disoccupazione ormai frizionali. L'analisi applicata ai tassi di occupazione, infine, non risentendo di eventuali dinamiche che colpiscono il tasso di partecipazione al mercato del lavoro, consente effettivamente di ottenere risultati più robusti.

## Bibliografia

- Attfield C. e Silverstone B. (1998), "Okun's law, cointegration and gap variables", *Journal of Macroeconomics*, 20, pp. 125-37.
- BalaKrishnam R. e Michelacci C. (2001), "Unemployment dynamics across OECD countries", *European Economic Review*, 45, pp. 135-165.
- Baltagi B.H. e Griffin J.M. (1995), "A Dynamic Demand Model for Liquor: The Case for Pooling", *Review of Economics and Statistics*, 77, 3, 545-54.
- Bontempi M.E. e Golinelli R. Econometria del dati panel:teoria e pratica, dattiloscritto.
- Breitung J. (2000) "The local power of some unit root tests for panel data", in Baltagi B. (ed.) "Advances in Econometrics, Vol. 15: Non-stationary panels, panel cointegration, and dynamic panels", Amsterdam: JAI Press, 2000, pp. 161-178.
- Brunner A. D. (1997), "On the dynamic properties of asymmetric models of real GNP", *Review of Economics and Statistics*, 79, pp. 321-6.
- Choi I. (2001) "Unit root tests for panel data", *Journal of international money and finance*, 20, pp. 249-272.
- Courtney H. G. (1991), "The Beveridge curve and Okun's law: a re-examination of fundamental relationships in the United States", PhD thesis, MIT.
- Evans G. W. (1989), "Output and Unemployment Dynamics in the United States: 1950-1985", in *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 213-37.
- Freeman D.G. (2001), "Panel Test of Okun's law for ten industrial countries", *Economic Inquiry*, vol. 39, 4, pp. 511-523.
- Giannini C., Lanzarotti A. e Seghelli M. (1995), "A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations: the case of Italy", *European Journal of Political Economy*, 11, pp. 131-55.
- Gordon R.J. (1984), "Unemployment and potential output in the 1980's", *Brookings Papers Econom. Activity*, 15, pp. 537-564.
- Granger C.W.J. e Lee T.H. (1989), "Investigation of production, sales and inventory relationship using multicointegration and non-symmetric error correction models", *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 145-59.
- Guajarati D.N. (2003), Basic Econometrics, 4<sup>th</sup> Edition, McGraw Hill
- Hadri K. (1999) "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root in panel data with serially correlated errors", *Manoscritto*, Department of economics and accounting, University of Liverpool, 1999.

- Harris R. e Silverstone B. (2001), "Testing for asymmetry in Okun's law: cross-country comparison", *Economics Bulletin* 5, pp. 1-13.
- Hsiao C. (1986) "Analysis of panel data", *Econometric society Monograph*, n. 11, Cambridge UK, Cambridge University Press, 1986.
- Im K.S., Persaran M.H. e Shin Y. (2003) "Testing for unit roots in heterogeneous panel", *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- Juhn C., Murphy K.M. e Topel R.H. (1991) "Why has the natural rate of unemployment increased over time?", *Brookings papers on economics activity*, 2, pp. 75-142.
- Kaufman R. (1988), "An International Comparison of Okun's Law", *Journal of Comparative Economics*, 12, pp.189-203.
- Knoester A. (1986), "Okun's Law Revisited", in *Weltwirtsch. Arch.*, 122, pp. 657-666.
- Layard R., Nickell S. e Jackman R., (1991), "Unemployment: macroeconomics performance and the labour market", *Oxford University Press*, Oxford.
- Lee J. (2000), "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries", *Journal of Macroeconomics*, 22, pp. 331-356.
- Levin A., Lin C. F. e Chiu C. (2002) "Unit root test in panel data: Asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- Maddala G.S. e Wu S. (1999) "A comparative study of unit root tests whit panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of economics and statistics*, 61, pp. 631-52.
- Mankiw N. G. (1994), "Macroeconomics", New York, Worth Publishers.
- Mayes D. e Virén M. (2002), "Asymmetry and the problem of aggregation in the euro area", *Empirica*, 29, pp. 47-53.
- Moosa I.A. (1997), "A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient", *Journal of comparative economics*, 24, pp. 335-356.
- Moosa I.A. (1999), "Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient. A structural time series approach", *International review of Economics and finance*, 8, pp. 293-304.
- Okun M. A. (1962), "Potential GNP: Its measurement and significance", *Proceeding Business and Economic Statistic section of the American Statistical Association*, pp. 89-104.
- Paldman M. (1987), "How much does one percent of growth change the unemployment rate?" *European Economic Review*, 31, pp. 306-313.
- Palley T.I. (1993), "Okun's law and the asymmetric and changing cyclical behaviour of the USA economy", *International Review of Applied Economics*, 7, pp. 144-62.
- Prachowny M. F. J. (1993), "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates", *Review of Economics and Statistics*, 55, pp. 331-36.

- Silvapulle P., Moosa I.A. e Silvapulle M.J. (2004), "Asymmetry in Okun's Law", *The Canadian journal of economics/Revue anadienne d'Economique*, 37, 2, 353-374.
- Smith G. (1975), "Okun's law revisited", *Quarterly Review of Economics and Business*, 15, pp. 37-54.
- Svimez (2007), *Rapporto sull'economia nel Mezzogiorno*, il Mulino, Roma.
- Tella A. (1964), "The relations of labour force to employment", *Industrial and labor relation review*.
- Virén M. (2001), "The Okun's curve is non linear", *Economics Letters*, 70, 253-7.
- Viviano E. (2002), "Un'analisi critica delle definizioni di disoccupazione e partecipazione in Italia", *Temi di discussione del servizio studi della Banca d'Italia*, 450, luglio 2002.
- Weber C.E. (1995), "Cyclical Output, cyclical unemployment, and Okun's Coefficient: a New Approach", *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp. 433-445.
- Weiner S. E., (1993), "New Estimates of the Natural Rate of Unemployment", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 78, pp. 53-69.