

**UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI NAPOLI
“PARTHENOPE”
ISTITUTO DI STUDI ECONOMICI**



**L'ASIMMETRIA DEGLI SHOCKS MONETARI SULLA PRODUZIONE
NELLE REGIONI DELL'UNIONE MONETARIA EUROPEA**

MARCELLA D'UVA

WORKING PAPER N. 4. 2002

FEBBRAIO 2002

Redazione:

Istituto di Studi Economici
Università degli studi di Napoli "Parthenope"
Via Medina, 40
80132 Napoli
Tel. +39-081-5512207-5510738 – fax +39-081-5511140

La Redazione ottempera agli obblighi previsti dall'Art. 1 del D.L.L. 31.8.1945, n. 660.

Copie della presente pubblicazione possono essere richieste alla segreteria dell'Istituto.

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI NAPOLI
“PARTHENOPE”
ISTITUTO DI STUDI ECONOMICI

Working Paper n. 4.2002

February 2002

L'ASIMMETRIA DEGLI SHOCKS MONETARI SULLA PRODUZIONE
NELLE REGIONI DELL'UNIONE MONETARIA EUROPEA

Marcella D'Uva^{*}

^{*} Dipartimento di Scienze Sociali, Istituto Universitario Orientale di Napoli, Largo S. Giovanni Maggiore, 80100 Napoli, e Istituto di Studi Economici, Università degli Studi di Napoli “Parthenope”, Via Medina 40, 80131 Napoli, e-mail: duva@uninav.it

Indice

Introduzione

1. *Gli effetti della moneta sulla produzione : una rassegna*

2. *I dati*

3. *L'analisi dei dati*

4. *La suddivisione delle regioni in gruppi.*

4a. *La divisione in base agli obiettivi e al tasso di crescita del Pil.*

4b. *La divisione in base all'obiettivo e al tasso di crescita della moneta*

5. *Il modello*

6. *La metodologia nella stima*

7. *Risultati delle stime*

Conclusioni

Bibliografia

Introduzione

Questo studio rientra nel vivace dibattito teorico ed empirico sugli effetti della moneta sulla produzione. In particolare si inserisce nel filone di ricerca, guidato da Robert Barro (1977), che si è occupato di verificare dapprima, gli effetti sull'output di shocks monetari anticipati e di shocks monetari non anticipati e poi di indagare tra gli shocks monetari non anticipati per verificare l'asimmetria nella risposta della produzione a shocks positivi e a shocks negativi.

La differente reazione della produzione, che viene spiegata con le teorie keynesiane sulla rigidità dei salari e dei prezzi o con le teorie della "credit view", è stata finora verificata a livello di singole nazioni o di gruppi di nazioni. Mancano riscontri empirici dell'asimmetria a livello regionale.

La nascita dell'Unione Monetaria Europea e la scarsità dei lavori su base regionale hanno dato lo spunto a questa ricerca. In una Europa ancora caratterizzata da notevoli differenze territoriali; ci si chiede se l'adozione di una politica monetaria centralizzata riesca a deprimere le diversità delle singole regioni all'interno di ciascun Paese dell'Euro.

1. Gli effetti della moneta sulla produzione : una rassegna

Una vasta parte della letteratura economica si è occupata degli effetti della moneta sull'output.

Nel modello classico una variazione dell'offerta di moneta influenzava solo il livello dei prezzi ma non aveva alcun effetto sulla produzione e sull'occupazione.

La teoria keynesiana confutò le assunzioni classiche sottolineando il ruolo svolto dalla rigidità dei salari e dei prezzi. L'idea fondamentale di Keynes era che i salari non rispondono immediatamente agli squilibri nel mercato del lavoro e quindi non garantiscono il pieno impiego nel mercato del lavoro. Nel breve periodo quindi una espansione monetaria causa un aumento della produzione, nel lungo periodo gli effetti scompaiono e si ritorna all'assunzione classica di neutralità della moneta.

Friedman e Schwartz (1963). mostrarono invece l'esistenza di una forte e stabile relazione tra la moneta e il reddito reale e monetario, con una relazione di causalità dalla moneta all'attività produttiva.

I teorici degli anni '70 focalizzarono ancor più l'attenzione sui fondamenti microeconomici della macroeconomia. La ricerca seguì due direzioni: la prima mantenendo l'assunzione di perfetta concorrenza nei mercati, e introducendo il concetto di imperfetta informazione (Lucas 1972, 1973), si occupò degli effetti di shocks come quelli monetari sull'economia e sui loro canali di trasmissione con l'ipotesi di aspettative razionali; il secondo approccio studiò in particolare il meccanismo di formazione dei prezzi e dei salari (Fisher 1977a, Taylor 1980).

Le nuove teorie keynesiane hanno poi tentato di rispondere alla critica di non aver fornito un fondamento microeconomico adeguato alle ipotesi di rigidità (Lindbeck & Snower, 1989, Mankiw 1985, Akerlof – Yellen, 1985).

Alcuni Autori (Sheshinski e Weiss, 1983, Benabou, 1986a, Benabou 1986b Rotemberg, 1983) hanno dimostrato che, se l'aggiustamento dei salari seguisse una regola dipendente dagli stati dell'economia, la moneta potrebbe essere neutrale.

Caplin e Spulber (1987) hanno formulato un modello in cui derivavano il comportamento aggregato dei prezzi e dell'output in risposta a variazioni nella moneta nominale dimostrando che anche in presenza di costi di aggiustamento la moneta può essere neutrale.

Blanchard e Summers (1986) si sono chiesti a fondatezza dell'assunzione di neutralità della moneta nel lungo periodo e, analizzando in particolare il ruolo della membership nella determinazione dei salari, dimostrano che variazioni non anticipate della moneta hanno effetti permanenti sull'occupazione.

La teoria del ciclo economico reale (King e Plosser 1984, Prescott 1986), individuando nel progresso tecnico la principale fonte di perturbazione dell'economia, non riconosce alcun nesso di causalità tra la moneta e l'output.

Molteplici poi sono i riscontri empirici sugli effetti della politica monetaria sull'output, tuttavia si possono individuare diversi approcci. I primi studi si sono occupati della causalità tra moneta e output (Sims 1972, Sims 1980, Stock e Watson 1989).

Un'altra linea di ricerca, che trova le sue radici in Barro (1977, 1978), mostrava come solo i movimenti non anticipati della moneta influenzassero le variabili reali come l'output e il tasso di disoccupazione.

Minshkin (1982) respinse l'ipotesi di Barro dimostrando che anche componenti anticipate della moneta influenzano l'output e che gli effetti non differiscono molto da quelli prodotti da componenti non anticipate.

Nel 1988 Cover rafforzò l'evidenza empirica a favore dell'asimmetria ma concentrò la sua attenzione sugli effetti positivi e negativi dell'offerta di moneta. La sua analisi dimostrò che shocks monetari negativi hanno un effetto più "forte" di quelli positivi sull'output (le ragioni economiche vanno ricercate in teorie di rigidità dei salari e dei prezzi: se i salari e i prezzi si aggiustano più facilmente verso l'alto piuttosto che verso il basso, incrementi non anticipati della domanda faranno espandere di poco la produzione, riduzioni della domanda avranno un grande effetto sulla quantità e minori effetti sui prezzi). Rientrano in quest'ultimo filone di ricerca i lavori di De Long e Summers (1988), di Cover (1992), e di George Karras (1996b).

Thoma (1994) mostra l'esistenza di asimmetrie nella relazione moneta-output: tramite un modello VAR l'autore non solo verifica che shocks positivi e shocks negativi hanno differenti effetti sull'output, ma anche che gli effetti variano in base alla fase del ciclo economico. I risultati mostrano che in una fase discendente del ciclo economico, la relazione tra moneta e output è più "forte", mentre quando il ciclo è in una fase ascendente la relazione diventa più debole. Successivamente Karras (1996a), aggiungendo i tassi di interesse nell'equazione che descrive l'offerta di moneta, confermò l'asimmetria a livello europeo, ma mostrò l'evidenza di una asimmetria anche nei tassi di interesse: alti tassi di interesse riducevano l'output, ma bassi tassi non avevano effetti significativi.

Karras e Stokes (1999) utilizzando un panel di 12 paesi OECD con dati trimestrali dal 1960 al 1993 hanno fornito un ampio supporto all'asimmetria di shocks positivi e shocks negativi e hanno dimostrato la contemporanea validità delle teorie keynesiane e della "credit view".

Sulla scia di quest'ultima linea di ricerca l'obiettivo di questo studio è di testare gli effetti di shocks monetari positivi e shocks monetari negativi sulla produzione e di verificare l'asimmetria a livello regionale nell'Unione monetaria Europea.

2. I dati

Oggetto dello studio sono le regioni (livello NUTS 2¹dell'Eurostat) di undici Paesi dell'Unione Europea: Austria, Belgio, Finlandia, Francia, Germania, Irlanda, Italia, Lussemburgo, Paesi Bassi, Portogallo e Spagna. La classificazione dell'Eurostat a livello Nuts 2 comprende le singole regioni di ogni nazione e alcune zone scelte in base alla posizione geografica e alla estensione. Ad esempio l'Italia è divisa in regioni e in alcune aree come il Nord Est, il Nord Ovest ecc. Si è quindi dovuta operare una scelta per individuare il campione oggetto del lavoro. Obiettivo dell'indagine è stimare gli effetti della politica monetaria in regioni caratterizzate da notevoli differenze territoriali, ai fini dello studio sono state scelte le singole regioni in modo da avere un campione vasto e sufficientemente eterogeneo. Il lavoro viene dunque condotto su 134 regioni appartenenti alle seguenti nazioni:-Belgio: 12 regioni;-Austria: 9 regioni;-Finlandia:6 regioni;-Francia:26 regioni; - Germania:22 regioni;-Irlanda:1 regione;-Italia:20 regioni;-Lussemburgo:1 regione;-Paesi Bassi:12 regioni;-Portogallo: 7 regioni;-Spagna: 18 regioni. Il Lussemburgo e l'Irlanda non presentano una divisione regionale (a livello Nuts 2) ed entrano nell'analisi come due regioni.

Sono stati raccolti i valori del Pil totale reale e del Pil procapite reale per ognuna delle 134 regioni dal 1980 al 1996 dalla banca dati Regio dell'Eurostat. Essendo i dati dell'Eurostat disponibili fino al 1996, si è pensato di stimare i valori del Pil totale e procapite reale regionali per gli anni successivi. La serie dei dati è stata quindi allungata stimando i valori del Pil totale e del Pil procapite per il 1997, il 1998 e il 1999 per tutte le regioni. Questi ultimi valori sono stati ottenuti calcolando il peso che il Pil di ciascuna regione ha avuto in media (con un processo di media mobile) sul Pil nazionale negli anni antecedenti al 1997. Si è poi applicato il peso medio così ottenuto al Pil procapite e al Pil totale su base nazionale. L'utilizzo di questa procedura è stato dettato dalla volontà di avere a disposizione dati proprio per gli anni nei quali si è formata l'UME.

La grande eterogeneità che caratterizza il Pil procapite e il Pil totale delle regioni del campione ha suggerito di analizzare le diversità regionali studiando anche l'andamento del Pil nominale. Si è moltiplicato il Pil reale totale per il deflatore del Pil nazionale e si è ottenuta la serie del Pil nominale per gli anni 1980 -1999, per ciascuna regione del campione.

A questo punto è stato necessario operare una scelta per individuare l'aggregato monetario da utilizzare nel lavoro e si è preferito l'aggregato M3. La scelta di M3 è dettata dalla rilevanza data a questo aggregato dalla Banca Centrale Europea, infatti il Consiglio

¹ NUTS è la sigla di Nomenclatura delle Unità Territoriali Statistiche, ed è la ripartizione regionale e subregionale adottata dall'Eurostat per le rilevazioni statistiche: il livello 2 comprende le regioni amministrative.

Direttivo della BCE alla fine del 1998 ha scelto M3 come variabile di riferimento per la propria politica monetaria. Il problema è che non tutte le statistiche ufficiali degli undici Paesi dell'Euro si sono adeguate alla strategia della BCE e quindi non tutte le nazioni rilevano M3. Come banca dati si è quindi utilizzata la serie di M3 a livello nazionale dal 1980 al 1999 ricostruita da Golinelli-Pastorello, (1999) che utilizzano per i paesi maggiori, i livelli forniti dall'Eurostat e i valori dati dalle banche centrali. In ogni caso ai fini di questo lavoro alcuni dati sono stati confrontati con i valori presenti sulla banca dati Datastream e ne è stata rilevata la conformità.

E' stata inoltre rilevata la serie storica del prezzo del Brent al barile dal 1980 al 1999 che servirà nell'analisi come proxy dei disturbi dell'offerta reale. I dati sul Brent sono stati estratti dalla banca dati Datastream cortesemente messa a disposizione dal Servizio Studi della Banca Nazionale del Lavoro .

Ai fini della ricerca sono stati calcolati i tassi di crescita del Pil reale totale, del Pil procapite, di M3 e del Brent per ciascuna regione del campione e i tassi di crescita del Pil regionale nominale.

La base dello studio è quindi un panel di 134 regioni per 19 anni, dal 1981 al 1999.

3. L'analisi dei dati

Il Pil regionale all'interno dell'Unione Europea presenta una elevata variabilità, sia sui dati reali che sui dati nominali. La crescita media del Pil reale in Europa tra il 1981 e il 1999 si attesta al +6% contro un valore nominale di circa il +12%. Già da questa semplice osservazione ci si può rendere conto del problema legato a questa analisi: il periodo oggetto del lavoro è un arco temporale che abbraccia anni di forti cambiamenti sia a livello di singola nazione che a livello europeo. Si è passati dai periodi di elevatissima inflazione negli anni '80 a periodi nei quali l'inflazione si attesta al 3%; gli anni '90 sono stati caratterizzati dalla fuoriuscita dell'Italia dallo SME, dalla riunificazione tedesca e da una serie di altri cambiamenti che non si possono trascurare nell'analisi che si intende condurre. Anche quando i dati si osservano nazione per nazione il risultato non cambia, e nella tabella seguente si riportano in schema, i valori relativi alle undici nazioni (in parentesi sono riferiti i valori nominali):

TAB. 3A

PAESE	CRESCITA M.PIL	VALORE MIN.	VALORE MAX.
AUSTRIA	+0.06 (+0.09)	1995 TIROL +0.002 (+0.03)	1990 BURGENLAND +0.10 (1981 TIROL +0.15)
BELGIO	+0.06 (+0.09)	1985 REG.BRUX.-0.01 (+0.03)	1986 LIMBURG 0.14 (+0.18)
FINLANDIA	+0.06 (+0.12)	1992 UUSIMA -0.18 (-0.17)	1997 AVENAMAA/AA.+0.22 (1981 ETELEA SUOMI 0.26)
FRANCIA	0.06 (0.10)	1988 GUYANA -0.03 (-0.02)	1988 H.NORMANDIE +0.17 1982 LANG.ROUSILL.+0.25
GERMANIA	0.07 (0.09)	1981 SCHLE.-H.-0.015 (1996 RHEINL +0.02).	1992 THUERING. +0.37 (0.45)
IRLANDA	+0.10 (+0.10)	1993 +0.03 (1996 +0.07)	1981 +0.21 (1981 +0.43)
ITALIA	+0.06 (+0.15)	1993 PUGLIA -0.13 (-0.09)	1984 BASILICATA +0.22 (1981 CALABRIA 0.43)
LUSSEMBURGO	+0.09 (+0.13)	1982 +0.03 (1996 +0.05)	1997 +0.18 (1997 +0.22)
PAESI BASSI	+0.06 (+0.09)	1987 GRONING. -0.21 (-0.21)	1987 FLEVOLAND +0.23 (1981 FLEVOLAND +0.25)
PORTOGALLO	+0.09 (+0.22)	1986 CENTRO -0.13 (+0.05)	1990 ALENTEJO +0.54 (+0.73)
SPAGNA	+0.07 (+0.15)	1993 NAVARRA -0.11 (-0.07)	1985 CEUTA Y MEL.+0.50 (+0.62)

4. La suddivisione delle regioni in gruppi.

4a. La divisione in base agli obiettivi e al tasso di crescita del Pil.

La numerosità e l'eterogeneità campionaria ha reso necessaria l'adozione di un criterio che raggruppasse i dati; poiché l'obiettivo del lavoro è testare la risposta dell'output a variazioni dell'offerta di moneta in regioni dell'Unione Europea con un diverso grado di sviluppo le regioni sono dunque state discriminate in base al criterio stabilito dall'obiettivo 1²; dopo aver calcolato il valor medio del Prodotto Interno Lordo procapite per tutta l'Unione Europea per ogni anno dal 1980 al 1999, si sono osservati i valori del Pil procapite per le regioni oggetto del lavoro negli stessi anni e sono state definite arretrate tutte le regioni con un valore inferiore al 75% della media comunitaria. Sembra interessante sottolineare che l'elenco delle regioni "arretrate" rispecchia quello della Commissione Europea con qualche piccola differenza. Infatti, nell'arco dei diciannove anni oggetto del lavoro, vi sono regioni che mostrano un Pil basso solo in alcuni anni, mentre in altri appaiono in netta ripresa. Nell'analisi quindi alcune regioni appartengono all'obiettivo 1 in un anno mentre non lo sono in un altro.

A questo punto dell'analisi è stata effettuata una ulteriore divisione in aree per identificare gruppi di regioni più omogenei. Le regioni sono state divise in quattro gruppi in base al tasso di crescita del Pil regionale reale e all'appartenenza all'obiettivo 1. Gli elementi discriminatori sono stati la mediana del tasso di crescita del Pil regionale reale dell'intero campione e l'appartenenza all'obiettivo 1. I raggruppamenti sono stati così effettuati:

1. Gruppo 1: regioni oggetto dell'obiettivo 1 con tasso di crescita del Pil inferiore alla mediana, si tratta quindi delle regioni in assoluto più arretrate;
2. Gruppo 2: regioni oggetto dell'obiettivo 1 con tasso di crescita del Pil superiore alla mediana, tra le regioni arretrate sono quelle con i tassi di crescita più alti;
3. Gruppo 3: regioni non oggetto dell'obiettivo 1 con tasso di crescita del Pil inferiore alla mediana, si tratta di regioni sviluppate, ma con tassi di crescita bassi;
4. Gruppo 4: regioni non oggetto dell'obiettivo 1 con tasso di crescita del Pil superiore alla mediana, sono in assoluto le regioni più sviluppate del campione.

Si sono poi derivate le statistiche descrittive del gruppo obiettivo 1 e del gruppo non obiettivo 1 e di ciascuno dei quattro gruppi individuati (i risultati sono disponibili su richiesta). A questo punto si sono derivate anche le statistiche sui dati nominali.

Per testare statisticamente l'eterogeneità dei gruppi 1, 2, 3 e 4 sono stati effettuati i test F sulla varianza per testare l'uguaglianza delle varianze dei gruppi 1 e 2, poi 3 e 4, poi 1 e 3, in ultimo dei gruppi 2 e 4. I test sono stati condotti utilizzando il programma Stata, versione 5.0 e in tutte le quattro ipotesi è stata rigettata l'ipotesi nulla di uguaglianza tra le varianze. I

² Il Regolamento CEE 2052 /1988 del Consiglio modificato dal regolamento 2081/93 definisce regioni in ritardo di sviluppo, quindi oggetto dell'obiettivo 1, tutte le regioni che mostrano un Pil per abitante inferiore al 75% della media comunitaria (il Regolamento 2081/93 in appendice elenca le regioni ammesse all'Obiettivo 1.)

test sulle varianze sono uno step per poter effettuare i T-test sull'uguaglianza delle medie. Sono stati quindi condotti T-test sulle medie sui gruppi di regioni, prese due a due come per i test F, si è altresì utilizzata la formula di Welch per i gradi di libertà più adatta quando i gruppi sono non appaiati e con varianza differente. I risultati sono stati ottenuti con il programma Stata versione 5.0 e in tutti i casi l'ipotesi nulla di uguaglianza tra le varianze è stata rigettata. I risultati ottenuti dai test sulla varianza e sulle medie individuano quattro gruppi di regioni sufficientemente diverse tra loro, ma con caratteristiche di sviluppo simili all'interno di ciascun gruppo. Le quattro aree rappresentano quindi il campione adatto ai fini dell'indagine che si vuole condurre in questo lavoro. L'impatto della moneta sull'output sarà prima valutato sull'intero campione di 134 regioni per 19 anni e poi su ciascuno dei quattro gruppi individuati in questa prima parte dell'analisi descrittiva. Il confronto dei risultati su ciascuno dei quattro gruppi porterà alla discussione sugli effetti della moneta sull'output in regioni con un diverso grado di sviluppo.

Sembra utile sottolineare che i test sulla varianza e sulle medie sono stati condotti anche sui dati nominali e i risultati sono stati simili a quelli ottenuti con i dati reali.

4b. La divisione in base all'obiettivo e al tasso di crescita della moneta

Un dato importante per il lavoro che si sta svolgendo è quello relativo alla crescita della moneta, dato finora trascurato nei raggruppamenti. Le 134 regioni iniziali per i 19 anni sono state infatti nuovamente divise in base al tasso di crescita della moneta. Gli elementi discriminanti sono stati la mediana del tasso di crescita della moneta a livello europeo e l'appartenenza all'obiettivo 1.

Anche qui come nella parte precedente sono stati individuati quattro gruppi, nell'ordine gruppo 5, 6, 7 e 8:

5. Gruppo 5: regioni oggetto dell'obiettivo 1 con tasso di crescita di M3 inferiore alla mediana;
6. Gruppo 6: regioni oggetto dell'obiettivo 1 con tasso di crescita di M3 superiore alla mediana;
7. Gruppo 7: regioni non oggetto dell'obiettivo 1 con tasso di crescita di M3 inferiore alla mediana;
8. Gruppo 8: regioni non oggetto dell'obiettivo 1 con tasso di crescita di M3 superiore alla mediana.

La procedura è stata simile a quella utilizzata per i gruppi 1, 2, 3 e 4.

Si sono derivate dapprima le statistiche descrittive relative ai diversi gruppi, poi come per i gruppi 1, 2, 3 e 4 anche per i gruppi 5, 6, 7, e 8 sono stati effettuati i test F sulla varianza dei gruppi 5 e 6, poi 7 e 8, poi 5 e 7, in ultimo dei gruppi 6 e 8. I risultati fanno rigettare l'ipotesi nulla di uguaglianza delle varianze tra i gruppi presi due a due. Sulla base di questi risultati si sono effettuati dei T-test sulle medie con la formula di Welch per i gradi di libertà, trattandosi di gruppi di dati non appaiati e con diversa varianza. Anche in questo caso i quattro T-test hanno condotto al rigetto dell'ipotesi nulla di uguaglianza delle medie. I risultati ottenuti dall'analisi dei gruppi 5, 6, 7 e 8 individuano quattro ulteriori campioni

idonei all'indagine che si intende condurre. Anche in questo caso all'interno di ogni gruppo le regioni presentano caratteristiche simili, ma fra i gruppi c'è una notevole differenza.

L'impatto della moneta sull'output sarà quindi valutato sull'intero campione, sui gruppi 1, 2, 3, e 4 e sui gruppi 5, 6, 7 e 8.

La stessa procedura è stata condotta sui valori nominali del Pil e i risultati ottenuti confermano la differenza riscontrata sui dati reali.

5. Il modello

Gli otto gruppi di regioni europee individuati dall'analisi descrittiva dei dati sono l'oggetto dell'analisi empirica di questa sezione del lavoro. In questa parte empirica il lavoro sarà svolto solo sui dati reali del Pil regionale in quanto l'utilizzo di valori nominali è stato ritenuto fuorviante e poco utile per gli obiettivi di questa indagine.

Obiettivo dell'analisi è verificare l'asimmetria di shocks monetari positivi e negativi sulla produzione in ciascuno degli otto gruppi di regioni identificati dall'analisi descrittiva. In prima istanza si intende verificare se la produzione risponde in maniera differente a shocks monetari positivi e negativi a livello regionale e correlare le eventuali differenze con il livello di sviluppo della regione. In caso di conferma dell'esistenza di risposte asimmetriche, si verificherà se la reattività della produzione cambia in regioni con un diverso tasso di crescita del Pil e di M3 e se il fenomeno riguarda tutti gli otto gruppi di regioni.

Il modello utilizzato per l'analisi econometrica è composto da due equazioni, che identificano rispettivamente l'offerta di moneta e l'output. Le stime sono condotte ipotizzando un modello a due vie (*two way*) prima statico e poi dinamico. Le ipotesi sono in prima istanza di un modello ad effetti random, poi in seguito al test di Hausman di un modello ad effetti fissi. Il modello ad effetti random è stato inoltre stimato ipotizzando tre diverse strutture dell'errore, con il metodo di Fuller e Battese (1974), con il metodo di Parks (1967) e con il metodo di Da Silva (1975). Il modello può essere rappresentato da due equazioni, la prima identifica l'andamento dell'offerta di moneta, la seconda l'output. La prima equazione è:

$$m_{j,t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \alpha_i^m m_{j,t-i} + \sum_{i=1}^M \alpha_i^y y_{j,t-i} + \mu_{j,t} \quad (5.1)$$

dove j è l'indice che identifica la regione, t l'indice che identifica l'anno, m è il tasso di crescita della moneta, y è il tasso di crescita del Pil reale, gli α 's sono i coefficienti, e μ è lo shock monetario, cioè la componente non anticipata della crescita di moneta. La stima di questa equazione nel modello è strumentale all'analisi. L'obiettivo è infatti ottenere la serie degli shocks μ da dividere poi in valori positivi e valori negativi, rispettivamente μ^+ e μ^- . Questa procedura frequentemente utilizzata in letteratura trova le sue radici nei lavori di Barro (1977, 1978). La prima fase dell'analisi empirica consiste nello stimare l'equazione (III.1), e salvare i residui (μ^+ e μ^-) che saranno inseriti nella seconda equazione. La seconda equazione (III.2) del modello è il fulcro dell'indagine e rappresenta l'equazione la cui stima darà i risultati del lavoro.

La seconda equazione può essere scritta:

$$y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^y y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^R \beta_i^O O_{t-i} + \sum_{i=0}^S (\beta_i^+ \mu_{j,t-i}^+ + \beta_i^- \mu_{j,t-i}^-) + e_t \quad (5.2)$$

dove y è il tasso di crescita del Pil reale, μ^+ e μ^- sono rispettivamente gli shocks monetari positivi e negativi ottenuti dalla stima della prima equazione, O è il tasso di crescita del prezzo del Brent, i β 's sono i coefficienti e $y_{j,t-i}$ sono i valori ritardati del tasso di crescita del Pil.

6. La metodologia nella stima

La prima scelta da affrontare è stata relativa al tipo di modello da applicare; nel caso dei dati panel le opportunità sono infatti diverse.

Si consideri di voler stimare un modello costituito da una singola equazione in cui le osservazioni Y dipendano da un vettore X , le possibilità con dati panel sono le seguenti:

1. si può stimare un modello in cui i coefficienti che indicano la pendenza sono costanti e l'intercetta varia tra gli "individui" del campione

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \mu_{it} \quad \text{con } i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (6.1)$$

2. si può stimare un modello in cui la pendenza rimane costante e l'intercetta varia tra gli individui e nel tempo;

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \mu_{it} \quad \text{con } i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (6.2)$$

3. si può stimare un modello in cui tutti i coefficienti variano tra gli "individui"

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \beta_{ki} x_{kit} + \mu_{it} \quad \text{con } i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (6.3)$$

4. si può stimare un modello in cui tutti i coefficienti variano tra gli "individui" e nel tempo

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=1}^k \beta_{kit} x_{kit} + \mu_{it} \quad \text{con } i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T \quad (6.4)$$

I modelli 1) e 2) con pendenza costante e intercetta variabile sono i più frequenti e i più accreditati dalla letteratura perché permettono di dare delle interpretazioni più chiare dei risultati.

Per questo lavoro è stato adottato il modello 1) essendo maggiormente interessati alle differenze tra regioni e quindi in cross section, che non alle variazioni temporali. La scelta è stata anche supportata dal fatto che con l'analisi descrittiva è stato ottenuto un raggruppamento abbastanza omogeneo dei dati e sembra quindi plausibile l'ipotesi di stimare un unico coefficiente per la pendenza.

L'assunzione base dei modelli a intercetta individuale (modello 1) è che gli effetti di tutte le variabili omesse siano rappresentate da tre tipi di variabili: individuali che non variano nel tempo, periodali che non variano tra individui, e variabili nel tempo e tra individui.

Di conseguenza il modello 1) può essere rappresentato da:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^k \beta_{ki} x_{kit} + \mu_{it} \quad (6.1a)$$

dove

$$\mu_{it} = v_i + e_t + \varepsilon_{it}$$

e la specificazione dipende sia dalla cross section vi sia dal tempo a cui l'osservazione appartiene. Un modello del tipo (6.1a) viene chiamato modello con effetti *two way*.

E' possibile altresì stimare un modello con effetti *one way*, in cui la specificazione dipende solo dalla cross section cui l'osservazione appartiene, in formule:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^k \beta_{ki} x_{kit} + \mu_{it} \quad (6.1b)$$

si ha:

$$\mu_{it} = v_i + \varepsilon_{it}$$

Per questo lavoro è stato utilizzato un modello ad effetti *two way*.

Ciascuno dei modelli presentati sopra può poi essere ad effetti fissi (fixed effects model) o ad effetti variabili (random effects models). Se si considera un modello con effetti *two way* l'ipotesi di effetti fissi considera v_i e e_t come parametri fissi, $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$, e x_{it} indipendente solo da ε_{it} , invece nel caso di effetti random $v_i \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$, $e_t \sim \text{IID}(0, \sigma_e^2)$, $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$, e x_{it} è indipendente da ε_{it} , da v_i e e_t .

Dato il numero delle osservazioni di questo lavoro (134 regioni per 19 anni) è sembrato più plausibile considerare un modello *two way* ad effetti random almeno nella prima fase dell'indagine.

Trattandosi di un modello dinamico, per evitare distorsione nelle stime si è applicato il metodo dei minimi quadrati generalizzati che Hsiao (1986) dimostra essere consistenti quando la dimensione della serie storica non è molto piccola (nella letteratura sui dati panel la dimensione temporale delle osservazioni T pari a 2 o 3 viene generalmente considerata

piccola, per cui un valore di T pari a 19, come in questo lavoro) può essere considerato sufficientemente grande).

Sono state inoltre ipotizzate tre diverse strutture dell'errore con il metodo di Fuller-Battese (1974), con il metodo di Parks (1967), con il metodo Da Silva (1975), ottenendo tre stime differenti prima sull'intero campione e poi su ciascuno degli otto gruppi identificati dall'analisi descrittiva.

Il metodo di Fuller e Battese ipotizza la struttura dell'errore del modello *two way* ad effetti random dove l'equazione da stimare (in termini matriciali) è:

$$y = x\beta + \mu_i \quad (6.5)$$

dove

$$\mu_{it} = v_i + e_i + \varepsilon_{it} \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, 134; \quad t = 1, 2, \dots, 19. \quad (6.6)$$

$$V = E(\mu\mu') = \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\nu}^2 A + \sigma_e^2 B$$

dove

$$A = IN \otimes JT$$

$$B = JN \otimes IT$$

e IN e IT sono matrici identità di ordine N e T e JN e JT sono matrici NxN e TxT con tutti gli elementi uguali ad uno.

L'idea base di Fuller e Battese è di applicare il metodo dei minimi quadrati ordinari ad un modello trasformato ottenendo una stima equivalente ai minimi quadrati generalizzati (Hsiao 1986 pg. 37).

Il primo passo di Fuller e Battese è stimare σ_{ν}^2 , σ_{ν}^2 e σ_e^2 (la formula per gli stimatori non distorti delle varianze è derivata nell'articolo del 1974), per poter ottenere dei valori utili alla trasformazione del modello e pari a α_1 , α_2 e α_3 :

$$\hat{\alpha}_2 = 1 - \left[\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 / (\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + T \hat{\sigma}_e^2) \right]^{1/2} \quad (6.7)$$

$$\hat{\alpha}_1 = 1 - \left[\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 / (\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + N \hat{\sigma}_e^2) \right]^{1/2} \quad (6.8)$$

$$\hat{\alpha}_3 = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 - 1 + \left[\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 / (\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2 + T \hat{\sigma}_v^2 + N \hat{\sigma}_e^2) \right]^{1/2} \quad (6.9)$$

Si trasformano poi le variabili y e x usando le stime di α_1 , α_2 e α_3 come segue:

$$y_{it}^* = y_{it} - \hat{\alpha}_1 y_{i.} - \hat{\alpha}_2 y_{.t} + \hat{\alpha}_3 y_{..} \quad (6.10)$$

$$x_{it}^* = x_{it} - \hat{\alpha}_1 x_{i.} - \hat{\alpha}_2 x_{.t} + \hat{\alpha}_3 x_{..} \quad (6.11)$$

dove si definiscono

$$x_{..} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T x_{it} / NT, x_i = \sum_{t=1}^T x_{it} / T, x_t = \sum_{i=1}^N x_{it} / N$$

e y, y_i, y_t alla stessa maniera.

Il terzo e ultimo step dell'analisi è regredire x_{it}^* e y_{it}^* utilizzando il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS=Ordinary Least Squares).

Lo stimatore di Fuller e Battese può essere quindi espresso con la seguente notazione:

$$\beta_F = (X' \hat{V}^{-1} X)^{-1} X' \hat{V}^{-1} y \quad (6.12)$$

dove la matrice V^{-1} è l'inversa della matrice V (Fuller e Battese, 1974).

Il metodo di Parks (1967) ipotizza una struttura dell'errore autoregressiva del primo ordine con una contemporanea correlazione dell'errore tra le cross sections:

$$\mu_{it} = \rho_i \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6.13)$$

con

$$\begin{aligned} E(\mu_{it}^2) &= \sigma_{ii} && \text{c'è eteroschedasticità} \\ E(\mu_{it} \mu_{jt}) &= \sigma_{ij} && \text{c'è contemporanea correlazione} \end{aligned}$$

dove:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_{it}) &= 0 \\ E(\mu_{i,t-1} \varepsilon_{jt}) &= \phi_{ij} \\ E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) &= 0 && (s \neq t) \\ E(\mu_{i0}) &= 0 \\ E(\mu_{i0} \mu_{j0}) &= \sigma_{ij} \end{aligned}$$

La matrice di covarianza del vettore di errori random μ può essere espressa:

$$E(\mu \mu') = V \begin{bmatrix} \sigma_{11} P_{11} & \sigma_{12} P_{12} & \dots & \sigma_{1N} P_{1N} \\ \sigma_{21} P_{21} & \sigma_{22} P_{22} & \dots & \sigma_{2N} P_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{N1} P_{N1} & \sigma_{N2} P_{N2} & \dots & \sigma_{NN} P_{NN} \end{bmatrix} \quad (6.14)$$

$$P_{ij} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_j & \rho_j^2 & \dots & \rho_j^{T-1} \\ \rho_i & 1 & \rho_j & \dots & \rho_j^{T-2} \\ \rho_j^2 & \rho_i & 1 & \dots & \rho_j^{T-3} \\ \dots & \dots & \dots & 1 & \dots \\ \rho_i^{T-1} & \rho_i^{T-2} & \rho_i^{T-3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (6.15)$$

dove: la matrice V è stimata con una procedura a due stadi e β è stimato con i minimi quadrati generalizzati.

Il primo step consiste nell'ottenere i residui dalla stima mediante gli OLS di:

$$\hat{\mu} = y - X\hat{\beta}_{OLS} \quad (6.16)$$

e poi utilizzando i valori stimati di μ per stimare il parametro ρ_i nel seguente modo:

$$\hat{\rho}_i = \left(\sum_{t=2}^T \hat{\mu}_{it} \hat{\mu}_{i,t-1} \right) / \left(\sum_{t=2}^T \hat{\mu}_{i,t-1}^2 \right) \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, N \quad (6.17)$$

si trasforma poi il modello prendendo le differenze:

$$y_{it} - \hat{\rho}_i y_{i,t-1} = \sum_{k=1}^p X_{itk} \beta_k \sqrt{1 - \hat{\rho}_i^2} + \sqrt{1 - \hat{\rho}_i^2} \mu_{it}^* \quad (6.18)$$

Il sistema può essere scritto:

$$y_{it}^* = \sum_{k=1}^p X_{itk}^* \beta_k + \mu_{it}^* \quad (6.19)$$

A questo punto si possono applicare gli OLS al modello trasformato ottenendo:

$$\hat{\mu}^* = y^* - X^* \hat{\beta}_{OLS}^* \quad (6.20)$$

A questo punto la stima con i minimi quadrati generalizzati procede nella maniera usuale:

$$\hat{\beta}_p = (X' \hat{V}^{-1} X)^{-1} X' \hat{V}^{-1} y \quad (6.21)$$

Il metodo Da Silva (1975) ipotizza una struttura dell'errore che è un mix delle due precedenti in cui:

$$\mu_{it} = a_i + b_t + e_{it} \quad (6.22)$$

e

$$e_{it} = \alpha_0 \varepsilon_t + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m} \quad (6.23)$$

cioè ci sia una struttura alla Fuller e Battese e un processo MA (Moving Average).

In questo modello a e b sono due vettori di variabili random non correlate con $E(a_i) = 0$, $\text{var}(a_i) = \sigma_a^2$, $E(b_t) = 0$ e $\text{var}(b_t) = \sigma_b^2$.

Le stime vengono ottenute con il metodo dei minimi quadrati generalizzati a due stadi (GLS a due stadi = Generalized Least Squares).

La scelta tra un modello a effetti fissi e un modello ad effetti random, sia che si tratti di un modello *one way* che di un modello *two way* non è mai semplice.

Per discriminare tra i due modelli è stato utilizzato il test di Hausmann (Hausman,1978,- Hausman e Taylor, 1981) che testa l'esistenza di correlazione tra le intercette individuali e regressori (l'ipotesi nulla è di assenza di correlazione).

Il test si basa sul confronto tra lo stimatore GLS che è una media ponderata del Least Squares Dummy Variables (LSDV) e dello stimatore between, e lo stimatore LSDV (ottimale in caso di modelli fixed); una grande differenza tra i due stimatori significa che lo stimatore GLS dà più informazioni dello stimatore LSDV e che l'ipotesi nulla di effetti random è corretta, il contrario se la differenza è piccola.

In seguito al test di Hausmann si è poi ipotizzato un modello *two way* ad effetti fissi. Il modello *two-way* ad effetti fissi è stato stimato introducendo nel modello variabili *dummy* per considerare gli effetti delle variabili omesse. Le *dummy* sono inserite sia per considerare gli effetti delle variabili individuali ma costanti nel tempo (queste variabili sono costanti per ogni cross section nel tempo, ma variano tra le cross section), sia per considerare gli effetti di variabili che sono uguali per tutte le cross section in un certo periodo, ma che variano nel tempo. Lo stimatore utilizzato è il Least Square Dummy Variable. Data la natura del panel oggetto del lavoro, caratterizzato da una serie temporale (T) di 19 anni, si è potuto trascurare il fatto che lo stimatore LSDV, per T molto piccolo, dà stime distorte verso il basso, in caso di panel dinamici.

7. Risultati delle stime

E' stata stimata dapprima l'equazione della moneta (7.1), sono stati salvati i residui che identificano gli shocks monetari e divisi in shocks positivi e shocks negativi. La divisione degli shocks positivi e negativi tra i gruppi, le relative frequenze e le percentuali sono indicate nelle seguenti tabelle:

TAB.7A

Gruppi		1	2	3	4	Totale
Frequenza	Negativi	165	156	623	484	1428
Percentuale		6.48	6.13	24.47	19.01	56.09
Percentuale di riga		11.55	10.92	43.63	33.89	
Percent.di colonna		46.74	36.97	67.06	57.48	
Frequenza	Positivi	188	266	306	358	1118
Percentuale		7.38	10.45	12.02	14.06	43.91
Percentuale di riga		16.82	23.79	27.37	32.02	
Percent.di colonna		53.26	63.03	32.94	42.52	
Totale		353	422	929	842	2546
		13.86	16.58	36.49	33.07	100

TAB.7B

Gruppi		5	6	7	8	Totale
Frequenza	Negativi	250	71	981	126	1428
Percentuale		9.82	2.79	38.53	4.95	56.09
Percentuale di riga		17.51	4.97	68.7	8.82	
Percent.di colonna		94.34	13.92	96.56	16.69	
Frequenza	Positivi	15	439	35	629	1118
Percentuale		0.59	17.24	1.37	24.71	43.91
Percentuale di riga		1.34	39.27	3.13	56.26	
Percent.di colonna		5.66	86.08	3.44	83.31	
Totale		265	510	1016	755	2546
		10.41	20.03	39.91	29.65	100

Le tabelle 7A e 7B mostrano un rassicurante equilibrio tra gli shocks monetari positivi e gli shocks negativi nell'intero campione, con 1428 osservazioni negative e 1118 osservazioni positive. Questo risultato è determinante ai fini della valutazione delle stime sulla seconda equazione. Il numero degli shocks monetari positivi e di quelli negativi appare sufficientemente bilanciato nei gruppi 1, 2, 3, e 4, cioè nei gruppi discriminati in base al tasso di crescita del Pil e all'appartenenza all'obiettivo 1 (ad esempio nel gruppo 1 gli shocks positivi sono 188 e i negativi sono 165). Il confronto tra shocks positivi e shocks negativi è meno equilibrato nei gruppi 5, 6, 7, 8, discriminati invece in base al tasso di crescita di M3 e all'appartenenza all'obiettivo (ad esempio nel gruppo 5 gli shocks positivi sono 15 e i negativi sono 250). Nella valutazione dei risultati questa differenza non potrà non essere considerata.

E' stata poi stimata la seconda equazione del modello relativa all'output, dapprima in un contesto statico, poi in un contesto dinamico. La stima è stata condotta in due momenti, nella prima fase si è stimata l'equazione dell'output in un contesto statico, considerando solo gli shocks monetari positivi. L'equazione stimata è la seguente:

$$y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^0 O_{t-i} + \sum_{i=1}^S \beta_i^+ \mu_{j,t}^+ + \varepsilon_{j,t} \quad (7.1)$$

dove i regressori sono l'intercetta, il tasso di crescita del prezzo del Brent, e gli shocks monetari positivi.

Nella seconda fase sono stati introdotti gli shocks monetari negativi stimando la seguente equazione in un contesto statico:

$$y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^0 O_{t-i} + \sum_{i=1}^S \beta_i^- \mu_{j,t}^- + \omega_{j,t} \quad (7.2)$$

Si è passati poi ad un modello dinamico nel quale sono stati considerati i valori ritardati del tasso di crescita del Pil reale e come per il caso statico sono state stimate le due seguenti equazioni:

$$y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^y y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^R \beta_i^o O_{t-i} + \sum_{i=0}^S (\beta_i^+ \mu_{j,t-i}^+) + e_{j,t} \quad (7.3)$$

$$y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^Q \beta_i^y y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^R \beta_i^o O_{t-i} + \sum_{i=0}^S (\beta_i^- \mu_{j,t-i}^-) + v_{j,t} \quad (7.4)$$

Le prime stime sulla equazione dell'output sono state ottenute con il modello *two way* ad effetti random, con le ipotesi di Fuller e Battese, e i risultati sono di seguito schematizzati nelle TAB.7C e 7D

I risultati in parentesi sono gli standard errors.

TAB.7C STIMA DELL'EQUAZIONE DELL'OUTPUT: MODELLO AD EFFETTI RANDOM (FULLER), SHOCKS POSITIVI:

	Modello statico			Modello Dinamico				
	β_0	β^y	β_i^+	β_0	β^y	β^{y1}	β^{zy}	β^+
Intero campione	0.06 (0.005)	-0.01 (0.001)	0.09 (0.016)	0.04 (0.005)	-0.015 (0.014)	0.27 (0.019)	-0.018 (0.020)	0.05 (0.016)
Gruppo1	0.07 (0.005)	-0.01 (0.014)	-0.6 (0.03)	0.05 (0.005)	-0.01 (0.013)	0.24 (0.018)	-0.01 (0.018)	-0.6 (0.030)
Gruppo2	0.06 (0.004)	-0.01 (0.012)	0.34 (0.020)	0.04 (0.004)	-0.01 (0.012)	0.25 (0.019)	-0.02 (0.018)	0.31 (0.019)
Gruppo3	0.06 (0.005)	n.s.	-0.28 (0.02)	0.05 (0.005)	n.s.	0.27 (0.019)	n.s.	-0.27 (0.027)
Gruppo4	0.06 (0.004)	-0.01 (0.012)	0.24 (0.024)	0.04 (0.004)	-0.01 (0.012)	0.25 (0.019)	-0.027 (0.019)	0.19 (0.023)
Gruppo5	0.06 (0.005)	-0.01 (0.014)	-1.18 (0.17)	0.04 (0.005)	-0.014 (0.014)	0.27 (0.019)	n.s.	-0.99 (0.17)
Gruppo6	0.06 (0.005)	-0.01 (0.014)	0.10 (0.018)	0.04 (0.005)	-0.014 (0.014)	0.27 (0.019)	n.s.	0.08 (0.017)
Gruppo7	0.06 (0.004)	-0.01 (0.014)	-1.83 (0.12)	0.05 (0.005)	-0.013 (0.013)	0.24 (0.019)	n.s.	-1.62 (0.12)
Gruppo8	0.06 (0.005)	-0.015 (0.014)	0.07 (0.02)	0.04 (0.005)	-0.014 (0.014)	0.27 (0.019)	n.s.	0.03 (0.019)

TAB.7D STIMA DELL'EQUAZIONE DELL'OUTPUT: MODELLO AD EFFETTI RANDOM (FULLER), SHOCKS NEGATIVE:

	Modello statico			Modello Dinamico				
	β_0	β^y	β^-	β_0	β^y	β^{y1}	β^{y2}	β^-
Intero campione	0.05 (0.05)	-0.01 (0.015)	0.25 (0.031)	0.03 (0.005)	-0.01 (0.014)	0.28 (0.019)	0.01 (0.019)	0.28 (0.030)
Gruppo1	0.06 (0.005)	-0.01 (0.014)	-0.3 (0.07)	0.05 (0.005)	-0.01 (0.014)	0.27 (0.019)	n.s.	-0.18 (0.07)
Gruppo2	0.06 (0.005)	n.s.	0.91 (0.057)	0.04 (0.005)	-0.01 (0.013)	0.24 (0.019)	n.s.	0.81 (0.05)
Gruppo3	0.07 (0.005)	-0.01 (0.014)	-0.48 (0.04)	0.05 (0.005)	-0.01 (0.013)	0.26 (0.019)	-0.02 (0.019)	-0.42 (0.04)
Gruppo4	0.04 (0.005)	n.s.	0.48 (0.039)	0.04 (0.005)	n.s.	0.27 (0.019)	n.s.	0.49 (0.038)
Gruppo5	0.06 (0.005)	-0.01 (0.1)	-0.015 (0.06)	0.04 (0.005)	-0.01 (0.014)	0.28 (0.019)	n.s.	0.04 (0.06)
Gruppo6	0.06 (0.005)	-0.01 (0.01)	1.02 (0.67)	0.048 (0.005)	-0.01 (0.014)	0.24 (0.019)	n.s.	0.91 (0.065)
Gruppo7	0.06 (0.005)	n.s.	-0.06 (0.03)	0.04 (0.005)	n.s.	0.28 (0.019)	n.s.	-0.0004 (0.03)
Gruppo8	0.06 (0.005)	-0.01 (0.014)	0.24 (0.054)	0.04 (0.005)	-0.012 (0.014)	0.28 (0.19)	n.s.	0.23 (0.05)

Il primo risultato confortante ai fini dell'attendibilità delle stime è il parametro β^0 che è sempre negativo (anche se in alcuni casi è non significativo (n.s.), sia nel modello statico che nel modello dinamico, nell'intero campione e in tutti i gruppi di regioni europee sia nel caso di shocks positivi che in caso di shocks negativi, infatti una crescita del prezzo del petrolio incide negativamente sulla produzione.

Le stime dell'intero campione mostrano che uno shock negativo dell'offerta di moneta ha un impatto molto più forte sulla produzione di quanto non abbia uno shock positivo, sia nel modello statico che nel modello dinamico; il parametro β^- è pari a 0.25 mentre β^+ è pari a 0.09 nel modello statico. A livello aggregato su 134 regioni europee e in un arco di tempo di 19 anni uno shock negativo provoca un effetto più che doppio di uno shock positivo. Le stime sono ancora più indicative se si pensa che a livello dell'intero campione il numero degli shocks negativi e degli shocks positivi derivanti dalla stima della equazione della moneta è molto equilibrato (1428 shocks negativi e 1118 shocks positivi). Questi risultati confermano anche a livello regionale quanto indicato dai fondamenti teorici.

Il parametro β^{y1} è sempre positivo mentre il parametro β^{y2} del secondo lag della produzione è negativo nel caso di shocks positivi, e spesso risulta non significativo.

Le stime sui gruppi 2,4,6 e 8 sono in linea con i risultati ottenuti sull'intero campione sia nel modello statico che in quello dinamico ed evidenziano un impatto maggiore degli shocks negativi rispetto a quelli positivi sulla produzione (ad esempio nel gruppo 2 $\beta^- = 0.81$ mentre $\beta^+ = 0.31$). I valori dei parametri dei gruppi 6 e 8 potrebbero tuttavia essere meno indicativi in quanto le stime potrebbero essere distorte dal fatto che nei due gruppi non c'è un sufficiente equilibrio tra shocks positivi e shocks negativi (lo stesso discorso si potrà fare per il gruppo 7).

Per i gruppi 1, 3, 5, e 7 il primo elemento da evidenziare è il valore negativo del parametro β^+ , sia nel modello statico che in quello dinamico, che sembra non avere fondamenti teorici. D'altro canto nel lavoro di Cover (1992) le stime dell'equazione dell'output riportano valori negativi per lo stesso parametro, ed egualmente accade nei lavori di Barro e Rush (1980) e di Minshkin (1982). In particolare Cover (1992 pg.1276) interpreta i valori negativi come evidenza a favore del fatto che shocks positivi non hanno effetti sull'output. Nell'analisi in oggetto questa "anomalia" accade nei gruppi 1, 3, 5 e 7 che rappresentano regioni caratterizzate da un basso tasso di crescita del Pil (gruppi 1 e 3 appartenenti rispettivamente all'obiettivo 1 e non) e da un basso tasso di crescita della moneta (gruppi 5 e 7 appartenenti rispettivamente all'obiettivo 1 e non) Questi risultati suggeriscono che la "neutralità" di shocks positivi della moneta si realizza solo in regioni caratterizzate da un basso tasso di crescita del Pil e di M3 indipendentemente dal fatto che una regione appartenga o meno all'obiettivo 1 della Commissione Europea. Ciò che sembra importante a garantire la neutralità della moneta è il tasso a cui la regione si sviluppa e non il livello di sviluppo di una regione (se per livello di sviluppo intendiamo il valore reale assoluto del Pil).

Il modello *two way* ad effetti *random* con il metodo di stima di Fuller e Battese(1974) dà risultati plausibili, ma per avere una ulteriore conferma le stesse stime sono state effettuate con il metodo di Parks (1967) e il metodo Da Silva (1975). I risultati non sono dissimili da quelli ottenuti con il primo metodo: si conferma l'impatto maggiore che shocks monetari negativi hanno sulla produzione rispetto a shocks monetari positivi a livello dell'intero

campione oggetto dello studio, mentre è confermato l'effetto "neutrale" di shocks positivi sul Pil delle regioni con un basso tasso di crescita del Pil e della moneta. Le stime ottenute con i metodi di Parks (1967) e di Da Silva (1975) non sono presentate in questa sede per non appesantire la lettura, ma sono disponibili a richiesta

Per testare l'assenza di correlazione tra regressori e intercette individuali alle stime ottenute con il metodo di Fuller e Battese (1974), di Parks (1967) e di Da Silva (1975) si è applicato il test di Hausman. Il test di Hausman evidenzia un forte rigetto dell'ipotesi nulla di assenza di correlazione tra regressori e intercette individuali. Questo risultato potrebbe indicare che lo stimatore GLS non contiene informazioni maggiori dello stimatore OLS e suggerire un modello fixed per la struttura dei dati oggetto del lavoro.

E' da considerare comunque che l'affidabilità del test di Hausman non è totale in casi come questo dove il modello alla base dello studio soffre di una non corretta specificazione causata dalla mancanza di dati regionali relativi ad altre variabili che influenzano l'output quali ad esempio i tassi di interesse. Tuttavia sono state seguite le indicazioni del test di Hausman e si è stimato un modello *two way* ad effetti fissi per l'intero campione oggetto dell'analisi e poi singolarmente per ciascuno degli otto gruppi identificati dall'analisi descrittiva. Di seguito si schematizzano i risultati ottenuti.

Le stime del modello a effetti fissi danno i risultati attesi e sono in linea con i risultati del modello *random*. Lo stimatore β^{y1} appare in linea con la teoria mostrando sempre valori positivi.

A livello dell'intero campione gli shocks monetari negativi hanno un impatto sulla produzione maggiore di quelli positivi infatti $\beta^{FE}=0,027$ e $\beta^{-FE}=0,34$, ed anche la differenza tra i due stimatori è vicina a quella ottenuta dalla stima del modello random.

TAB.7E STIMA DELL'EQUAZIONE DELL'OUTPUT: MODELLO AD EFFETTI FISSI, SHOCKS POSITIVI:

	Modello Dinamico			
	β_0	β^{y1}	β^{y2}	β^+
Intero campione	0.021 (0.01)	0.24 (0.02)	-0.04 (0.02)	0.027 (0.02)
Gruppo1	0.028 (0.01)	0.22 (0.01)	-0.031 (0.018)	-0.69 (0.03)
Gruppo2	0.02 (0.01)	0.23 (0.01)	-0.04 (0.01)	0.38 (0.02)
Gruppo3	0.035 (0.01)	0.24 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.24 (0.02)
Gruppo4	0.026 (0.01)	0.21 (0.02)	-0.06 (0.02)	0.27 (0.02)
Gruppo5	0.021 (0.01)	0.23 (0.02)	-0.03 (0.02)	-1.17 (0.17)
Gruppo6	0.022 (0.01)	0.24 (0.02)	-0.043 (0.02)	0.021 (0.02)
Gruppo7	0.022 (0.01)	0.21 (0.01)	-0.04 (0.01)	-1.66 (0.1)
Gruppo8	0.018 (0.01)	0.23 (0.02)	-0.05 (0.02)	0.088 (0.02)

TAB.7F STIMA DELL'EQUAZIONE DELL'OUTPUT: MODELLO AD EFFETTI FISSI, SHOCKS NEGATIVI:

Modello Dinamico				
	β_0	β_{y^1}	β_{y^2y}	β
Intero campione	0.004 (0.01)	0.25 (0.02)	n.s.	0.34 (0.03)
Gruppo1	0.026 (0.01)	0.23 (0.02)	-0.05 (0.02)	-0.42 (0.08)
Gruppo2	0.025 (0.01)	0.21 (0.01)	-0.03 (0.01)	0.86 (0.06)
Gruppo3	0.034 (0.01)	0.23 (0.02)	-0.051 (0.02)	-0.39 (0.04)
Gruppo4	0.011 (0.01)	0.24 (0.01)	-0.02 (0.01)	0.59 (0.04)
Gruppo5	0.024 (0.01)	0.23 (0.02)	-0.051 (0.02)	-0.23 (0.07)
Gruppo6	0.025 (0.01)	0.22 (0.01)	-0.03 (0.01)	0.88 (0.06)
Gruppo7	0.018 (0.01)	0.24 (0.02)	-0.03 (0.02)	0.10 (0.04)
Gruppo8	0.019 (0.01)	0.24 (0.02)	-0.044 (0.02)	0.29 (0.05)

Le stime sui singoli raggruppamenti mostrano l'asimmetria nella risposta della produzione ai diversi tipi di shocks per i gruppi 2, 4, 6 e 8 cioè nelle regioni dell'Unione caratterizzate da un alto tasso di crescita del Pil (gruppi 2 e 4) e da un alto tasso di crescita di M3 (gruppi 6 e 8), indipendentemente dall'appartenenza all'obiettivo 1 della Commissione Europea.

Le stime sui gruppi 1, 3, 5, e7 mostrano nuovamente l'effetto "neutrale" degli shocks positivi sulla produzione nelle regioni dell'Unione Europea con bassi tassi di crescita del Pil (gruppi 1 e3) e di M3 (gruppi 5 e 7).

Un'analisi più approfondita dei risultati delle stime del modello ad effetti fissi permette di fare un'altra considerazione. Nella stima sia della prima che della seconda equazione i parametri della cross section risultano spesso non significativi, mentre ciò non accade per i parametri della serie temporale. Questo particolare farebbe pensare alla presenza di effetti strutturali e al fatto che le differenze dipendano più dal tempo che non dalle differenze interregionali.

Conclusioni

L'idea di questo lavoro nasce dal fatto che l'Unione Europea priva i Paesi membri di uno strumento stabilizzatore importante come la politica monetaria che viene demandata alla Banca Centrale Europea e lascia alla discrezionalità delle singole nazioni solo le manovre di politica fiscale. In una area fortemente eterogenea come quella Europea, dove notevoli differenze territoriali caratterizzano i singoli Paesi Membri, è possibile chiedersi se una politica monetaria centralizzata riesca a ridurre i divari territoriali all'interno dello stesso Paese e tra Paesi diversi o piuttosto li acuisca.

In mancanza di studi comparativi a livello regionale obiettivo del presente lavoro è stato testare l'esistenza di asimmetria nella risposta dell'output a shocks monetari positivi e a shocks monetari negativi non anticipati a livello regionale.

A tal fine è stata condotta una analisi su 134 regioni a livello NUTS 2 della classificazione dell'Eurostat appartenenti all'Austria, al Belgio, all'Olanda, all'Italia, alla Francia, alla Germania, al Lussemburgo, all'Irlanda, alla Spagna, al Portogallo e alla Finlandia.

Sono stati pertanto identificati otto gruppi di regioni di cui quattro divisi in base al tasso di crescita del Pil e all'appartenenza all'obiettivo 1 e quattro in base al tasso di crescita di M3 e all'appartenenza all'obiettivo 1. Una serie di test statistici (test sulla varianza e poi T-test sulle medie sui gruppi presi a due a due) ha mostrato che i gruppi, sebbene omogenei al loro interno, appaiono sufficientemente diversi tra loro così da poter rappresentare un campione "adatto" agli obiettivi di questo lavoro.

A questo punto si è proceduto alle stime di una equazione dell'output e di una equazione della moneta ipotizzando un modello *two way* prima ad effetti *random* con tre diverse strutture dell'errore, con il metodo di Fuller e Battese (1974), con il metodo di Parks (1967) e con il metodo di Da Silva (1975), e poi in seguito al test di Hausman si è stimato un modello ad effetti fissi.

Le stime a livello dell'intero campione sia del modello *random* che del modello ad effetti fissi mostrano che anche a livello regionale shocks monetari negativi hanno un maggiore impatto sulla produzione rispetto a shocks monetari positivi.

Dall'analisi delle stime sui singoli gruppi viene evidenziata l'asimmetria tra shocks monetari positivi e negativi a livello regionale.

Un ulteriore elemento interessante e nuovo emerge dal fatto che shocks positivi sembrano non avere alcun effetto sulla produzione in regioni che hanno un tasso di crescita del Pil inferiore alla mediana a livello europeo, indipendentemente dal fatto che una regione appartenga o meno all'obiettivo 1 della Commissione Europea.

L'effetto sulla produzione di shocks negativi viene invece confermato su tutti i gruppi di regioni.

I risultati, sulla base del modello ipotizzato nel presente lavoro, sembrerebbero indicare la necessità di adottare una politica monetaria che riduca gli shocks negativi non anticipati a livello generale e allo stesso tempo sembrerebbero suggerire che la politica monetaria a livello centrale non basta a ridurre i divari territoriali in quanto regioni con un basso tasso di crescita del Pil e della moneta rispondono agli shocks monetari in maniera diversa dalle regioni con un alto tasso di crescita del Pil e di M3.

Bibliografia

Akerlof G. (1969): "Relative Wages and the rate of Inflation"; *Quarterly Journal of Economics* 83, pp.353-374.

Akerlof G.-Yellen J.(1985): "A near-rational Model of the Business Cycle, with Wages and Price Inertia, *Quarterly Journal of Economics*, Supplement 100, pp.823-838.

Baltagi B.H.- Chang Y.J(1994): "Incomplete panels. A Comparative Study of alternative estimators for the Unbalanced one-way error component regression model", *Journal of Econometrics* 62, pp-67-89.

- Baltagi B.H.(1995):”*Econometric Analysis of Panel Data*”, John Wiley & Sons.
- Barro R. (1972):”A theory of Monopolistic Price Adjustment”, *Review of Economic Studies* 34, pp.17-26.
- Barro R.J.(1976): “ Rational Expectation and the Role of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, pp1-32.
- Barro R.J.(1977):”Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States” ,*The American Economic Review*,67,pp.101-115.
- Barro R.J.(1978): “Unanticipated Money, Output,and Price Level in the United States”, *Journal of Political Economy*, 86 No.4, pp.549-580.
- Barro R.J.-Rush M. (1980): “Unanticipated Money and Economic Activity”, *Rational Expectation and Economic Policy*, Stanley Fisher, ed. (Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Benabou R. (1986a):”*Optimal Price Dynamics and Speculation with a Storable Good*”, chapter I Ph.D. Thesis, MIT.
- Benabou R. (1986b):”*Searchers, price Setters, and Inflation*”, Chapter II, Ph.D.Thesis, MIT.
- Blanchard O.J.(1990): “ Why Does Money Affect Output ? A Survey”, *Handbook of Monetary Economics*, vol.II, pp.779-835.
- Blanchard, O -Summers (1986):"Hysteresis and European unemployment" NBER Macroeconomics Annual,1, pp.15-89.
- Caplin A.-Spulber D.(1987):”Menu Cost and the Neutrality of Money”, *Quarterly Journal of Economics* 102, pp.703-726.
- Consiglio delle Comunità Europee (1993):*Regolamento CEE N. 2081/93* del 20 luglio 1993.
- Cover (1988): citato da DeLong e Summers (1988).
- Cover J.P.(1992): “Asymmetric Effects of Positive and Negative Money -Supply Shocks”, *Quarterly Journal of Economics*, pp.1261-1282.
- Da Silva J.G.C.(1975):”*The Analysis of Cross-Sectional Time Series Data*” PhD. dissertation , Department of Statistics, North Carolina State University.
- De Long J.B.-Summers L.(1986):”Is Increased Price Flexibility stabilizing?”, *The American Economic Review* 76, pp.1031-1044.
- De Long J.B.-Summers L.H.(1988): “How Does Macroeconomic Policy Affect Output?”. *Brooking Papers on Economic Activity*, 2 pp.433-480.
- Dornbusch R.-Fisher S.(1978):”*Macroeconomics*”, McGraw-Hill.
- Fisher S. (1979):”Anticipations and the Nonneutrality of Money”, *Journal of Political Economy* 87, pp.225-252.
- Fisher S.(1977a): “Long Term Contracts, Rational Expectations and Optimal Money supply Rule”, *Journal of Political Economy* 85, pp.163-190.
- Fisher S.(1977b): “Wage Indexation and Macroeconomic Stability”in “*Stabilizationof the Domestic and International Economy*” , Carnagie Rochester Conference, Vol.5, pp.101-147.
- Fisher S.(1984):”Real Balances, the Exchange Rate and Indexation :Real Variables in Disinflation”, *National Bureau of Economic Research, Working Paper* 1497.
- Friedman M.(1961):” The Lag in the Effect of Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, 69 pp. 447-466.
- Friedman M.-Schwartz (1963): “*A Monetary History of the United States*”, Princeton University Press, pp.1867-1960.

- Friedman(1968) : “The Role of Monetary Policy”, *The American Economic Review* 58, pp.1-17.
- Fuller W.A.-Battese G.E.(1974):”Estimation of Linear Model with Crossed Error Structure”, *Journal of Econometrics*, pp.67-78.
- Golinelli R.-Pastorello S.(1999):”La domanda di moneta nell’area dell’euro” presentato al Convegno della Banca d’Italia., CIDE *Ricerche quantitative per la politica economica*,1999, Perugia, 15-18 dicembre 1999.
- Granger C.W.J.(1969):”Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross -Spectral Methods”, *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- Gray J.A.(1976):”Wage Indexation :A Macroeconomic Approach”, *Journal of Monetary Economics* 2, pp.221-235.
- Greene W.H.(1990): “*Econometric Analysis*”, New York :Macmillan Publishing Company.
- Hall R.H.-Taylor J.B.(1986):”*Macroeconomics :Theory, Performance, and Policy*”, Second Edition W.W.Norton & Company, Inc., New York.
- Hausman J.A.- Taylor W.E.(1981): A Generalized Specification Test”, *Economic Letters* 8, pp.239-245.
- Hausman J.A.(1978): “Specification Test in Econometrics”, *Econometrica* 46 pp.1251-1271.
- Hsiao C. (1986):”*Analysis of Panel Data*”, Cambridge : Cambridge University Press.
- Judge G.G.- Griffiths W.E.-Hill R.C.-Lutkepohl H., Lee T.C. (1985): “*The Theory and Practice of Econometrics*”, Second Edition, New York : John Wiley & Sons.
- Karras G.(1996a): “Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Sample of European Countries”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 No.2, pp.267-278.
- Karras G.(1996b): “Why Are the Effects of Money- Supply Shocks Asymmetric? Convex Aggregate Supply or “Pushing on a String” ?”, *Journal of Macroeconomics*, 18 No.4, pp.605-619.
- Karras G. and Stokes H.H.(1996): “Why Are the Effects of Money-Supply Shocks Asymmetric ? Evidence from Prices, Consumption and Investment”, *Working Papers, University of Illinois at Chicago*, May.
- Karras G.- Stokes H.H.(1999): “On the asymmetric effects of money-supply shocks :international evidence from a panel of OECD countries”, *Applied Economics* 31No.2, pp. 227-235.
- Keynes J.M.(1936):” *The General Theory of Employment, Interest, and Money*”, Macmillan.
- King R.G.-Plosser(1984):”Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle”, *The American Economic Review*, 74 No.3, pp.363-380.
- Lindbeck A.-Snower D.J(1989): “*The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*”, The MIT Press , Cambridge.
- Lucas R.E. (1972): “Expectations and the Neutrality of Money”, *Journal of Economic Theory* 4. Pp.103-124.
- Lucas R.E.(1973): “Some International Evidence on Output Inflation Tradeoffs”, *The American Economic Review* 63, pp.326-334.
- Lucas R.E. (1975):”An Equilibrium Model of the Business Cycle”, *Journal of Political Economy* 83, pp.1113-1144.
- Lucas R.E. (1976):” Econometric Policy Evaluation :A Critique” in K.Brunner-Meltzer A. :”*The Phillips Curve and Labor Markets*”, Carnegie Rochester Conference Volume I, pp.19-46-
- Lucas R.E. (1977):”Understanding Business Cycles” in K. Brunner-Meltzer A. :”*Stabilization of the domestic and international economy*”, pp.7-29.

- Lucas R.E.-Rapping L.(1969):"Real Wages, Employment and Inflation", *Journal of Political Economy* 77, pp.721-754.
- Maddala G.S.(1977): "*Econometrics*", New York :McGraw-Hill Co.
- Mankiw G.(1985):"Small Menu Cost and Large Business Cycles :A Macroeconomic model of Monopoly", *Quarterly Journal of Economics* 100, pp.225-253.
- Mishkin F.S.(1982): "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation", *Journal of Political Economy*, 90 No.1, pp-22-51.
- Parks R.W.(1967): "Efficient Estimation of a System of Regression Equations when Disturbances Are Both Serially and Contemporaneously Correlated", *Journal of the American Statistical Association* 62, pp.500-509.
- Prescott E. (1986): "Theory Ahead of Business Cycle Measurement" *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Staff Report* 102.
- Rotemberg J.(1983):"Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment", *The American Economic Review* 73, pp.343-346.
- Sachs J.D.-Larrain F.(1995):"*Macroeconomia e Politica Economica*", il Mulino Prentice Hall International.
- Seely J. (1970a): "Linear Spaces and Unbiased Estimation", *Annals of Mathematical Statistics*, 41, pp.1725-1734.
- Seely J. (1970b): "Linear Spaces and Unbiased Estimation -Application to the Mixed Linear Model", *Annals of Mathematical Statistics*, 41 pp.1735-1748.
- Shenshinski E.-Weiss Y.(1983):"Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation", *Review of Economic Studies* 50, pp.513-529.
- Sims C.A.(1972): "Money, Income and Causality", *The American Economic Review* 62, pp.540-552.
- Sims C.A.(1980):"Comparison of interwar and postwar business cycle: Monetarism reconsidered" *American Economic Review* 70, pp.250-259.
- Stata(1997): *Reference Manual, Release 5*, Stata Press.
- Stata(1997): *User's Guide, Release 5*, Stata Press.
- Stock J.H.-Watson M.W.(1989):"Interpreting the Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, 40 pp.161-181.
- Taylor J.(1975)"Monetary policy during a transition to rational expectations" *Journal of Political Economy* 83, pp.1009-1022
- Taylor J.(1980): "Aggregate Dynamics and staggered Contracts", *Journal of Political Economy* 88, pp.1-24.
- Thoma M.A(1994) : "Subsample Instability and Asimmetries in Money-Income Causality, *Journal of Econometrics* 64, pp.279-306.
- Thomas R.L.(1996):"*Modern Econometrics*", Addison-Wesley.

ELENCO DEI WORKING PAPER PUBBLICATI

1. GIAN PAOLO CESARETTI, ANGELA C. MARIANI, SALVATORE VINCI
Verso una nuova politica per l'agricoltura nell'Unione Europea: un percorso in bilico tra protezionismo e libero scambio
Aprile, 1996
2. CONCETTO PAOLO VINCI
Disoccupazione in un modello economico bisettoriale
Aprile, 1996
3. ANGELA C. MARIANI, VALERIA SODANO
Innovazione e industria alimentare
Maggio, 1996
4. CONCETTO PAOLO VINCI
Disoccupazione, insider-outsider in un modello a due settori
Maggio, 1996
5. GIUSEPPE MAROTTA, GIOVANNI QUARANTA
L'applicazione in Italia delle politiche strutturali
Giugno, 1996
6. ELENA VIGANÒ, LAURA VIGANÒ
La competitività dell'agricoltura italiana: problemi e potenzialità
Giugno, 1996
7. ANTONELLA VASTOLA
La qualità nel sistema agroalimentare: uno schema teorico di analisi
Giugno, 1997
8. DANIELA COVINO
Distribuzione alimentare: l'evoluzione del settore e le implicazioni per il sistema agroalimentare
Gennaio, 1998
9. STEFANIA P.S. ROSSI
Internalization of Trade in Services and the Interest of the Countries. New Opportunities and Challenges for Senegal
Marzo, 1998
10. VANIA SENA
L'analisi econometrica dell'efficienza tecnica. Un'applicazione agli ospedali italiani di zona
Aprile, 1998
- 11.1998 MARIA ROSARIA CARILLO, CONCETTO PAOLO VINCI

Social Increasing Returns and Immigration
Giugno, 1998

- 12.1998 ANTONIO GAROFALO, CONCETTO PAOLO VINCI
Worksharing in a labour market perspective with effort and minimum wages
Dicembre, 1998
- 1.1999 ANTONIO GAROFALO, CONCETTO PAOLO VINCI
Orario di lavoro e occupazione in un contesto economico bisettoriale
Marzo, 1999
- 2.1999 RITA DE SIANO, MARCELLA D'UVA, GIOVANNA MESSINA
Aree monetarie ottimali: Literature review
Aprile, 1999
- 3.1999 MASSIMO GIANNINI
Accumulation and Distribution of Human Capital: The Interaction Between Individual and Aggregate Variables
Aprile, 1999
- 4.1999 L. CAVALLO – STEFANIA P.S. ROSSI
Do environmental variables affect the performance and technical efficiency of the European banking systems? A parametric analysis using the Stochastic Frontier Approach
Giugno, 1999
- 1.2000 MARIA ROSARIA CARILLO
The Effect of Professionalisation and the Demand for Social Status on the Adoption of New Technologies
Febbraio, 2000
- 2.2000 BRUNO CHIARINI – PAOLO PISELLI
Aggregate fluctuations in a unionized labor market
Marzo, 2000
- 3.2000 RICCARDO FIORITO
Government Debt, Taxes and Growth
Marzo, 2000
- 4.2000 ANTONIO GAROFALO - CONCETTO PAOLO VINCI
Employment, Capital Operating Time and Efficiency Wages Hypothesis: Is There Any Room for Worksharing?
May, 2000
- 5.2000 BRUNO CHIARINI – MASSIMO GIANNINI
Employment, Capital Operating Time and Efficiency Wages Hypothesis: Is There Any Room for Worksharing?
May, 2000
- 6.2000 RITA DE SIANO

Financial variables as leading indicators: an application to the G7 countries
June, 2000

- 7.2000 A. GAROFALO - R. PLASMAN - C.P. VINCI
Reducing Working Time in an Efficiency Wage Economy with a Dual Labour Market
July, 2000
- 8.2000 MARIA ROSARIA CARILLO
Scelta Educativa, Status Sociale e Crescita
Luglio, 2000
- 9.2000 MARIA ROSARIA CARILLO - ALBERTO ZAZZARO
Professionalizzazione, Status Sociale e Crescita
Luglio, 2000
- 10.2000 RAUL DE LUZENBERGER
Inequality, growth and macroeconomic policy: can something be learned from the empirical assessment of the relationships?
July, 2000
- 11.2000 FRANCESCO BUSATO
Fluctuations within the EMU countries: an empirical perspective
September, 2000
- 12.2000 CONCETTO PAOLO VINCI
Vincolo estero e politica economica negli anni novanta
Ottobre, 2000
- 1.2001 BRUNO CHIARINI
L'equilibrio statico e dinamico del mercato del lavoro in concorrenza perfetta (a primer)
Gennaio, 2001
- 2.2001 VALERIA SODANO
Introduzione all'analisi economica della qualità nel settore agroalimentare
Febbraio, 2001
- 3.2001 ADRIANA BARONE – CONCETTO PAOLOVINCI
The Working Environment and Social Increasing Returns
February, 2001
- 4.2001 ADRIANA BARONE – CONCETTO PAOLOVINCI
Accidents at Work and Human Capital
March, 2001
- 5.2001 MARIA CARMELA APRILE
Le produzioni biologiche: un settore emergente
Marzo, 2001
- 6.2001 ELENA VIGANÒ

Le biotecnologie e il sistema agro-alimentare
Marzo, 2001

- 7.2001 ANTONIO GAROFALO – CONCETTO PAOLO VINCI
Employment Oriented Policies in a Trade Union Local Wage Bargaining Model
September, 2001
- 8.2001 RITA DE SIANO
La valutazione dell'efficienza nella banca come impresa multi-prodotto
Dicembre, 2001
- 1.2002 RITA DE SIANO
Approccio stocastico alla frontiera efficiente del sistema bancario italiano: una stima dell'inefficienza tecnica e delle sue determinanti
Gennaio, 2002
- 2.2002 RITA DE SIANO
Consumption and Income Smoothing
January, 2002
- 3.2002 ANTONIO GAROFALO – CONCETTO PAOLO VINCI
Hours of Work and Human Capital: Investigating on some Linkages at Stake
January, 2002

Editing e stampa
a cura della
Liaprint Service s.a.s.
Pozzuoli (NA)
tel. e fax 081 526 79 05