

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE



CORSO DI LAUREA IN SEFA

LA NUOVA CURVA DI PHILLIPS KEYNESIANA: STIMA DEL MODELLO CON I DATI ITALIANI

THE NEW KEYNESIAN PHILLIPS CURVE: THE FIT OF MODEL IN ITALY

Tesi di laurea Anno accademico 2009/2010

Relatore : Cappuccio N.

Laureanda : Clara Ragazzini – 568317- SEA

INDICE

	Pag.
INTRODUZIONE	5
 CAPITOLO UNO LA NUOVA CURVA DI PHILLIPS KEYNESIANA	 8
1.1. La nascita della curva	8
1.2. Le origini della NKPC	10
1.3. I modelli da stimare	14
 CAPITOLO DUE LE VARIABILI	 16
 CAPITOLO TRE LE VARIABILI STRUMENTALI	 22
3.1 Il metodo generalizzato dei momenti	38

CAPITOLO QUATTRO IDENTIFICAZIONE DEL MODELLO	25
4.1. Condizione di rango	27
4.2 Condizione di ortogonalità	29
4.3 Presenza di strumenti deboli	31
4.3.1 Test per la verifica di strumenti deboli	33
CAPITOLO CINQUE STIMA DEL MODELLO	38
5.1 Modelli stimati	40
CAPITOLO SEI STABILITA' STRUTTURALE	46
6.1 Suddivisione del campione	46

CONCLUSIONI

50

BIOGRAFIA

51

APPENDICE TECNICA

53

INTRODUZIONE

Le dinamiche dell'inflazione nel breve periodo e l'interazione ciclica con alcune variabili economiche reali sono di importanza rilevante all'interno delle teorie macroeconomiche e nell'analisi di politica monetaria. Coerentemente a ciò, nell'ultimo ventennio sono state fatte delle ricerche e studiato nuovi modelli che potessero esprimere tali relazioni. Molte delle moderne analisi si sono basate su quella che Roberts (1995) ha chiamato "La nuova curva di Phillips keynesiana", un modello che implica, come variabili esplicative per l'inflazione corrente, l'aspettativa della stessa e i costi marginali.

Diversi economisti, a dispetto della forte attenzione riposta nella curva, hanno dichiarato che in realtà essa non rispecchiava, empiricamente, la realtà effettiva (vedi Moore(1995) e Fuher(1997)) e si concentrarono sulla modifica del modello al fine di trovarne uno adatto.

La mia tesi vuole porsi l'obiettivo di verificare tale affermazione e di scoprire quale, tra le variabili trainanti, sia la migliore proxy per i costi marginali, proponendo eventualmente un modello alternativo per i dati italiani.

Recenti contributi sono stati apportati da Galí e Gertler (1999) offrendo l'evidenza in favore della nuova curva per gli U.S.A e nella zona dell'Euro, mentre Rudd e Whelan(2005) si sono dichiarati favorevoli al modello con solo la ritardata, preferibile a quello che include anche l'aspettativa, per descrivere il comportamento dell'inflazione.

Quello che si è affrontato in questo elaborato ruota intorno ad esso sottolineando l'importanza di variabili economiche reali, quali la labour share, l'output gap ed il tasso di disoccupazione. La validità della "New Keynesian Phillips' Curve" ibrida per i dati italiani è al centro della tesi.

Ho iniziato l'analisi proprio da questo modello che contempla come variabile dipendente l'inflazione corrente e come variabili esplicative la sua ritardata, l'aspettativa e i costi marginali del lavoro.

I dati sono quadrimestrali ed il periodo preso in esame va dal 1970:1 al 2007:3, includendo così anche la crisi degli anni '80 che è intervenuta negativamente nel lavoro, costringendo ad utilizzare le serie detrendizzate per ottenere risultati soddisfacenti.

Risultati significativi son stati resi possibili filtrando le serie per ottenere serie stazionarie, in modo tale da rendere possibili le operazioni di stima.

Nel primo verrà introdotta la Curva di Phillips e la New Keynesian Phillips Curve, con un breve ex-cursus storico per capire i motivi che le hanno rese così celebri.

Nel capitolo 2 verranno presentate le variabili in gioco, il loro significato economico i loro andamenti nel corso degli anni presi in esame, le operazioni di filtraggio Hodrick- Prescott e saranno espliciti i test di stazionarietà.

Nella sezione 3 si spiega il significato di variabili strumentale ed il motivo per il quale vengono implementate, con un faro puntato sui GMM; nel capitolo 4 si passa a trattare l'identificazione del modello stimato introducendo i test atti per l'ipotesi di strumenti deboli, di ortogonalità e di identificazione. Nel capitolo 5 si discuterà l'analisi empirica che ha portato alle conclusioni della tesi. Infine nell'ultimo capitolo sono riportate le tabelle utili per verificare la stabilità strutturale dei parametri. Nell'appendice A sono riportati tutti gli output che sono serviti per arrivare all'esito della tesi.

Grazie all'analisi empirica si è arrivati alla conclusione secondo la quale nel modello ibrido proposto da Gertler e Galí l'unica variabile trainante significativa è il tasso di

disoccupazione, ma poiché, contrariamente alla teoria economica, il coefficiente del tasso di disoccupazione è direttamente proporzionale al tasso d'inflazione, non si può considerare il suddetto, il modello perfetto, adatto a spiegare, per i dati italiani, l'inflazione corrente. In più per tutti i modelli vi è un dubbio sulla presenza di strumenti deboli che verrà largamente spiegata nel capitolo 4.

Per quanto riguarda invece la stima della New Keynesian Phillips curve la labour share è risultata l'unica significativa e positiva .

L'ultimo modello trattato è quello che lega l'inflazione al suo ritardo e alla sua aspettativa, senza inserimento di ulteriori variabili esplicative. E' rilevante notare che in quest'ultimo modello non si ha il problema di strumenti deboli.

In tutti i modelli stimati non vi è stabilità strutturale del parametro di ciascuna variabile trainante e questo potrebbe essere l'effetto degli sbalzi che l'inflazione ha subito fino alla metà degli anni'80, regalando così dinamiche differenti tra i due periodi presi in esame. La somma dei coefficienti della ritardata e dell'aspettativa è significativamente uguale a 1, ciò è coerente con la teoria economica la quale è favorevole alla somma unitaria dei due coefficienti per avere una visione ottimale nel lungo periodo.

Le conclusioni dell'analisi empirica portano quindi ad una riflessione : il modello ibrido, né tanto meno la New Keynesian Phillips curve, rispecchia e modella il comportamento dell'inflazione corrente per i dati italiani, nel periodo preso in esame.

Solo il modello in cui non vi sono i costi marginali e le variabili strumentali sono i ritardi del tasso di disoccupazione, è atto per spiegare l'andamento dell'inflazione corrente italiana.

Cap.1 LA NUOVA CURVA DI PHILLIPS KEYNESIANA

In questo capitolo verranno introdotti i modelli che si stimeranno in seguito, anteceduti da breve sintesi storica economica per evidenziare i motivi che una hanno reso tali regressioni così importanti. Nella prima sezione vi sarà un cenno storico puntando l'attenzione sulla relazione inversa tra l'inflazione il tasso di disoccupazione e nel paragrafo secondo seguirà l'esposizione delle curve analizzate

1.1 La nascita della curva

Le teorie dei classici erano basate sulla legge di Say, secondo cui l'offerta crea la propria domanda, "nel senso che il prezzo aggregato di domanda è uguale al prezzo aggregato di offerta per qualsiasi livello di produzione e di occupazione."¹ La legge di Say implica dunque che la domanda si adegua automaticamente all'offerta, qualsiasi sia il volume della produzione. Nella visione di Keynes il livello dell'occupazione è determinato dalla domanda effettiva. Se le imprese non riescono a vendere tutto ciò che possono produrre, si genera disoccupazione causata dalla carenza di domanda di beni. La presenza di disoccupati e quindi di un livello minore di domanda genera a sua volta una riduzione del livello di attività economica. Una riduzione dei salari non è efficace in quanto la domanda di beni di consumo dipende dal reddito dei salariati. E' fondamentale in questo caso il ruolo della politica economica che, agendo sulla domanda aggregata, riequilibra il sistema.

La teoria keynesiana è stata oggetto di numerose interpretazioni, che spesso hanno finito per snaturare il suo aspetto rivoluzionario. I tratti fondamentali della teoria keynesiana, infatti, sono stati progressivamente incorporati nell'ambito del pensiero neoclassico nel tentativo di conciliare l'approccio di Keynes con l'impostazione teorica classica. Tuttavia Keynes non si era mai focalizzato sull'aumento dei prezzi del dopo guerra, pensando che le cause scatenanti di un alto tasso d'inflazione potessero trovarsi nella guerra stessa.

Nonostante l'implementazione del pensiero keynesiano nella teoria economica classica, lo schema d'equilibrio proposto da questa si basava sui prezzi fissi, il che, palesemente, stonava con le nuove dinamiche monetarie.

Probabilmente questo limite ha fatto sì che negli anni sessanta sia stata accolta con grande interesse la curva di Phillips che, evidenziando l'esistenza di una relazione inversa fra tasso di variazione dei salari monetari (e dei prezzi) e tasso di disoccupazione, sembrava inserire l'anello mancante dell'apparato teorico keynesiano.

L'importanza dello studio di Phillips non dipese dall'aver messo in luce l'esistenza di una relazione funzionale inversa tra disoccupazione e variazione dei salari, perché questa era già stata più volte individuata da Irving Fisher, Keynes e Marx, bensì dall'aver suggerito la stabilità della relazione nel lungo periodo, anche in presenza di cambiamenti economici rilevanti. Di conseguenza, controllando il livello della domanda globale, e quindi dell'occupazione, si sarebbe potuto controllare la variazione dei salari e quindi dei prezzi.

A dispetto della capacità che quest'equazione ha di modellare il comportamento dell'inflazione, non ci sono stati ampi consensi riguardo la sua interpretazione

strutturale; in particolar modo la presenza del ritardo ha avuto due diversi significati. Nel primo, più tradizionale, gli agenti formulano le aspettative del tasso di inflazione di questo periodo tenendo in considerazione l'aspettativa passata che in questo modo entra nel modello per spiegare l'inflazione contemporanea. Nella visione più moderna (vedi in seguito), invece, la variabile che entra in gioco nel modello è l'aspettativa futura del tasso d'inflazione. Questa ipotesi è stata suggerita per la prima volta da Taylor(1980) e da Calvo(1983). Sebbene superficialmente simile alla tradizionale curva di Phillips, la nuova keynesiana comporta differenti implicazioni quali questioni pratiche come la conduzione ottimale di politica monetaria ed il costo della deflazione.

La curva di Phillips nasce quindi solo grazie all'osservazione e alle analisi empiriche, quella che viene riportata nella sezione successiva è la spiegazione economica della nascita della Nuova curva di Phillips keynesiana "ibrida".

1.2 Le origini della NKPC

Il modello base NK ha una struttura molto semplice: agente rappresentativo a vita infinita ed un'infinità di imprese con una funzione di produzione che dipende dal solo fattore lavoro. L'ipotesi contemplata in questo modello sono le rigidità nominali nei prezzi. Nella maggior parte dei casi, questa ipotesi prende la forma del modello di Calvo (1983), dove si assume che le imprese possano cambiare il prezzo solo se ricevono un segnale, il che accade con una certa probabilità, i.e., (α): Ne consegue che con probabilità $(1-\alpha)$ le imprese non possono cambiare il proprio prezzo. Per semplicità, si assume, in modo piuttosto irrealistico, che la probabilità sia indipendente dal tempo passato dall'ultima revisione del prezzo da parte dell'impresa. In questo modello le aziende devono quindi essere in grado di fissare il prezzo, abbandonando l'idea di concorrenza perfetta, e per farlo devono massimizzare il valore attuale

scontato del flusso di prodotti (vedi equazione (1.2.1) sotto), data la tecnologia a disposizione e la curva di domanda, la quale

si ottiene dalla massimizzazione dell'utilità degli agenti, a sua volta definita, per quanto riguarda il consumo, come una funzione CES (constant elasticity of substitution) sugli infiniti beni di consumo differenziati, cioè:

$$\max_{p_t^*} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j \Delta_{t,t+j} \left[\frac{p_t^*(i)}{P_{t+j}} Y_{t+j}(i) - TC_{t+j}^r(Y_{t+j}(i)) \right] \quad (1.2.1)$$

$$Y_{t+j}(i) =_j \left[\frac{p_t^*}{P_{t+j}} \right]^{-\theta} Y_{t+j} \quad (1.2.2)$$

dove (i) indica l'impresa i-esima, $p_t^*(i)$ è il nuovo prezzo fissato dall'impresa i, Y è l'output e $TC_{t+j}^r(Y_{t+j}(i))$ la funzione di costo totale reale, $\Delta_{t,t+j}$ il fattore di sconto stocastico, α la probabilità di cambiare il prezzo nello schema di Calvo, θ l'elasticità di sostituzione tra i beni di consumo nella CES. La soluzione del problema è data da un'equazione la quale servirà per arrivare a queste due equazioni molto semplici, il modello nella sua versione log-linearizzata viene:

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} - \sigma_c^{-1} [i_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}] \quad (1.2.3)$$

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \kappa \hat{Y}_t \quad (1.2.4)$$

dove i è il tasso d'interesse nominale e π l'inflazione. σ_c indica l'elasticità di sostituzione intertemporale nel consumo e β il tasso di sconto soggettivo nella funzione d'utilità, mentre $\kappa = \frac{(1-\alpha)}{\alpha} (1 - \alpha\beta)(\sigma_c + \sigma_n)$ e σ_n indica l'elasticità di sostituzione intertemporale nell'offerta di lavoro.

Si può notare quindi che i parametri che compaiono nella seconda equazione sono semistrutturali.

La prima equazione ricorda una equazione IS, dove la domanda è una funzione decrescente del tasso d'interesse reale. Galí (2008) la definisce dynamic IS equation (DIS) La seconda equazione può essere interpretata come una Curva di Phillips, in quanto esprime il legame fra inflazione ed output. Infatti, l'equazione (1.2.4) è conosciuta in letteratura come New Keynesian Phillips Curve (NKPC). Si ottiene così un modello esplicitamente dinamico con parametri funzione a loro volta dei parametri strutturali (deep parameters) dell'utilità e della tecnologia.

Il più importante e citato lavoro che si occupa della difesa della performance empirica della NKPC è quello di Galí e Gertler (1999). Il loro contributo principale è quello di sostituire l'output gap con una misura dei costi marginali nella stima della NKPC. Da un punto di vista teorico, infatti, questa è la relazione che deriva dalla log-linearizzazione della condizione del primo ordine delle imprese che possono fissare il prezzo nel modello di Calvo.

In altri termini, la NKPC è:

$$\hat{\pi}_t = \beta E \hat{\pi}_{t+1} + \lambda \widehat{mc}_t \quad (1.2.5)$$

$$\text{Con } \lambda = \frac{(1-\alpha)}{\alpha} (1 - \alpha\beta)$$

Nella letteratura precedente poi si faceva uso della relazione in log-deviazioni che lega i costi marginali alle deviazioni dell'output, ossia:

$$\widehat{mc}_t = (\sigma_c + \sigma_n) \hat{Y}_t \quad (1.2.6)$$

che si ottiene facilmente ipotizzando una semplice funzione di produzione aggregata con

il lavoro come solo input e un mercato del lavoro perfettamente competitivo. Sostituendo (1.2.6) in (1.2.5) si ottiene, infatti, la (1.2.4).

Quindi in realtà, stimando la NKPC nella forma (1.2.4) si assume la (1.2.6) che invece potrebbe essere mispecificata e quindi la causa ultima della cattiva performance di (1.2.4) nei dati.

L'intuizione, quindi, è che si debba stimare la NKPC nella sua forma originalmente suggerita dalla teoria, ossia la (1.2.5).

Poiché i costi marginali non sono direttamente osservabili, gli analisti hanno utilizzato una proxy all'interno della quale utilizzata vi è il reddito.

Grazie ai loro studi empirici sono arrivati alla conclusione che la correlazione contemporanea fra inflazione e i costi marginali è alta, mentre quella fra output e costi marginali è prossima allo zero, suggerendo appunto che il problema nelle stime di (1.2.4) derivi da (1.2.6) e non da (1.2.5).

L'innovazione importata dai due ricercatori riguarda una modifica teorica al modello di Calvo: essi ipotizzano che le imprese che possono cambiare il prezzo nel modello di Calvo siano di due tipi. Un primo tipo, come nel modello standard, fissa il prezzo per massimizzare i propri profitti futuri. Un secondo tipo invece utilizza una regola del pollice, semplicemente aumentando il proprio prezzo nella stessa misura dell'inflazione passata. Questa seconda ipotesi comporta che l'inflazione aggregata abbia ora una componente inerziale, generando quella che viene chiamata Curva di Phillips Neo-Keynesiana ibrida (Hybrid NKPC):

$$\hat{\pi}_t = \beta E \hat{\pi}_{t+1} + \lambda \widehat{mc}_t + \alpha \hat{\pi}_{t-1} \quad (1.2.7)$$

1.3 I Modelli da stimare

Il modello proposto da Phillips, il quale è solo ricordato e citato, ma non stimato, all'interno di questa tesi è il seguente:

$$\Pi_t = \alpha(L)\Pi_{t-1} + \gamma(L)X_t + u_t \quad (1.3.1)$$

Dove:

Π_t è l'inflazione al tempo t; Π_{t-1} è l'inflazione al tempo t-1; X_t è l'unità di misura l'eccesso di domanda al tempo t e u_t è lo shock al tempo t.

Come esposto nella sezione precedente, il modello 1.3.1 ha lo scopo di modellare l'inflazione corrente utilizzando come variabili esplicative il tasso di disoccupazione e il primo ritardo dell'inflazione.

Poiché ci sono stati già parecchi studi riguardanti questa curva, anche in Italia, in questa tesi non si è voluta approfondire l'analisi.

Il modello su cui si è lavorato è la così detta "New Keynesian Phillips' curve", nominata per la prima volta in tal modo da Roberts (1995) :

$$\pi_t = \lambda x_t + \gamma f E_t(\pi_{t+1}) + u_t \quad (1.3.2)$$

$$\pi_{t+1} = \rho_1 x_{t-1} + \rho_2 x_{t-2} + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + v_t.$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \gamma(L)X_t + u_t \quad (1.3.3)$$

Nel modello (1.3.3) l'inflazione ritardata appare solo perché essa è correlata con l'aspettativa razionale del tasso d'inflazione del periodo t+1.

Quello che si è voluto analizzare maggiormente in questo elaborato, tuttavia, è l' "ibrido della curva", poiché esso è di recente scoperta e ha suscitato un interesse particolare, come si evince dalla spiegazione precedente.

$$\pi_t = \lambda x_t + \gamma f E_t(\pi_{t+1}) + \gamma b \pi_{t-1} + u_t \quad (1.3.4)$$

I parametri della nuova curva di phillips ibrida sono tipicamente stimati sostituendo all'aspettativa inosservata il metodo dell'informazione limitata: Si ottiene quindi il modello da stimare:

$$\pi_t = \lambda x_t + \beta \pi_{t+1} + \alpha \pi_{t-1} + e_t \quad (1.3.5)$$

Con $e_t = u_t - \beta \eta_{t+1}$.

L'ultimo modello stimato è:

$$\pi_t = \beta \pi_{t+1} + \alpha \pi_{t-1} + e_t \quad (1.3.6)$$

La motivazione che ha indotto l'analisi di quest'ulteriore modello è, come verrà meglio spiegato successivamente, che nessuna regressione precedentemente stimata, è sufficientemente buona da poter affermare di aver trovato un modello capace di modellare il comportamento dell'inflazione corrente.

In parole povere, vista l'incongruenza tra i dati italiani ed i modelli precedentemente analizzati, si è voluta cercare un' ulteriore regressione sulla base di quello che si era già analizzato.

Il modello 1.3.6 è il risultato congiunto delle analisi anteriori: dal momento che nessuna proxy soddisfaceva le aspettative eccellentemente, si sono escluse completamente dalla regressione ed il risultato è stato ottimo, per quel che concerne l'Italia.

cap.2 LE VARIABILI

TASSO D'INFLAZIONE

Il tasso d'inflazione è il rapporto tra la differenza dei prezzi al tempo t e i prezzi al tempo $t-1$, e i prezzi al tempo t .

L'idea alla base della teoria keynesiana è che vi sia una relazione tra il tasso d'inflazione e i suoi ritardi e una variabile economica trainante.

La serie utilizzata è trimestrale ed è compresa tra il 1970:1 al 2007:4.

Poiché l'inflazione ha subito degli innalzamenti bruschi intorno agli anni ottanta per via della crisi del petrolio, si è dovuto filtrare la serie per avere modelli soddisfacenti che inducessero delle buone stime dei parametri.

Detrendizzando la serie se n'è ottenuta un'altra stazionaria, come si desume dal test di Phillips-Perron e dal grafico, nonostante presenti ancora dei picchi dovuti per l'appunto alla crisi mondiale degli anni ottanta.

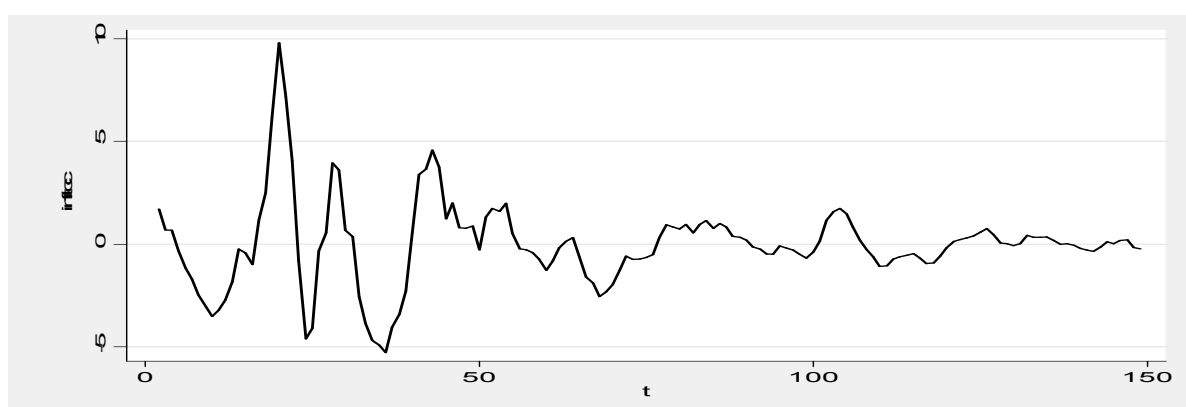


Grafico 2.1 Inflazione 1970:1-2007:3 (dati oecd)

Test di stazionarietà della serie :

Phillips-Perron test for unit root	Number of obs	=	147
	Newey-West lags	=	4

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
	Statistic	Value	Value	Value

Z(rho)	-38.243	-19.957	-13.794	-11.063
Z(t)	-4.488	-3.494	-2.887	-2.577

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0002				

L'inflazione gioca un ruolo molto importante all'interno della teoria macroeconomica e fin dall'800 molti studiosi e ricercatori si sono presi la briga di spiegarne l'andamento. La variabile è infatti la causa e allo stesso tempo l'effetto di crisi economiche e fa da protagonista nella politica monetaria in scenari nazionali e mondiali.

La serie è stata tratta dal sito ufficiale dell'OECD.

LABOR SHARE

La labour share è il rapporto tra il costo totale del lavoro (il compenso di tutti i lavoratori, stipendi e salari lordi) e l'aggregato della produzione interna totale (può essere utilizzato il tasso di crescita del pil o il valore aggiunto).

Comunemente la stima della labour share è minore di quella effettiva poiché i conti nazionali non includono le entrate dei lavoratori privati. Come possibile osservare dal grafico, il valore in questione ha subito un declino dagli anni ottanta ad oggi e questo viene parzialmente dovuto all'effetto della localizzazione. La labour share difatti spiega, in parole povere, la distribuzione del reddito tra i lavoratori, più essa è bassa e

più ci sono pochi lavoratori che guadagnano molto di più rispetto agli altri, magari disoccupati.

Il recente progresso e le nuove tecnologie hanno fatto sì che questo divario aumentasse e che di conseguenza ci fosse meno equità nei salari e negli stipendi.

Per procedere con la stima dei modelli presenti in questo elaborato ho utilizzato il ciclo della labour share, filtrando la serie e sottraendola all'originale, ottenendo così una serie stazionaria. I dati sono stati presi dal sito Euklems.org

In grafico 2.2 si osserva la serie detrendizzata

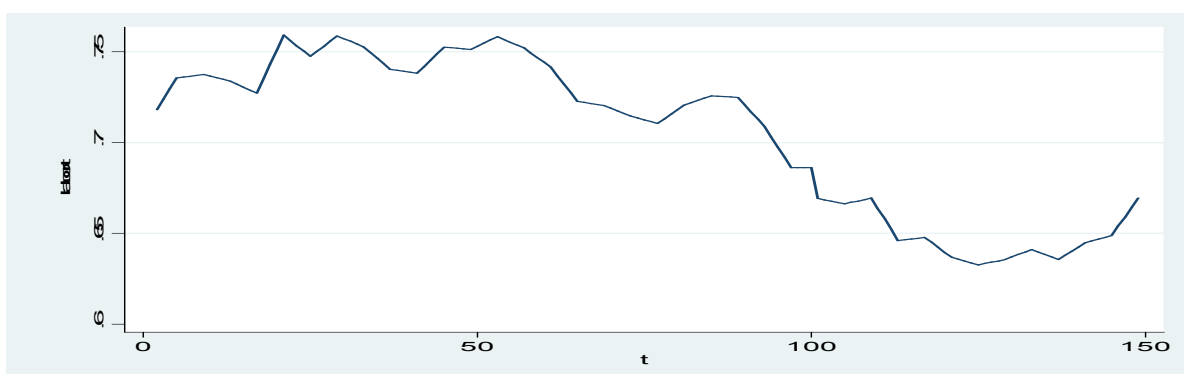


Grafico 2.2 : Labour Share in Italia, 1970:1-2007:4 (dati euklems)

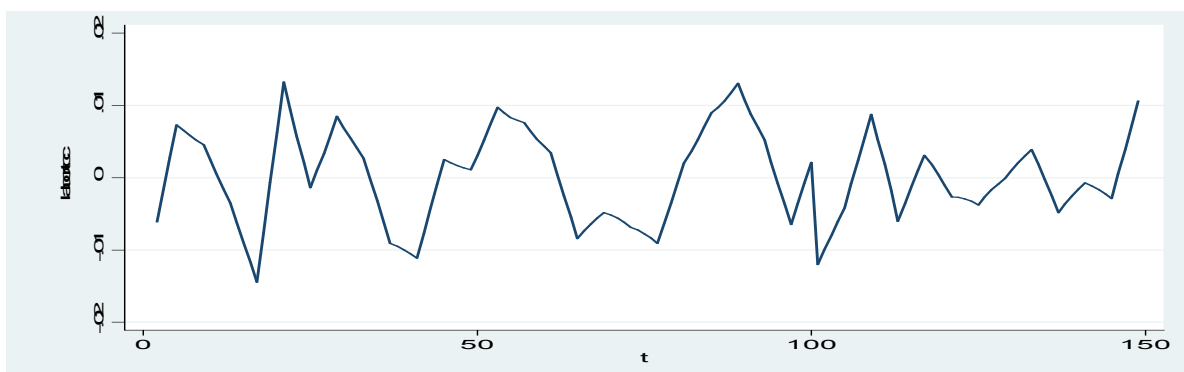


Grafico 2: Labour Share detrendizzata, 1970:1-2007:4 (dati euklems)

TASSO DI DISOCCUPAZIONE

Il tasso di disoccupazione è il rapporto tra il totale dei lavoratori e la forza lavoro (disoccupati volontari e non più occupati). Phillips in un suo famoso articolo del 1958 riassumeva così il quadro economico di quei tempi: tramite uno studio empirico egli provò che vi era una relazione tra la crescita dei salari ed il tasso di disoccupazione nella storia del Regno Unito dal 1861 al 1957. Sebbene egli non fu il primo a scoprire tale relazione, arrivò cmq alla conclusione in importante che tale relazione era stabile.

Il tasso di disoccupazione, anch'esso detrendizzato nella tesi, sarà l'unico tra le tre variabili in gioco ad essere significativo nel modello.

Anche i dati relativi al tasso di disoccupazione sono stati ricavati dal sito dell'OECD e n'è stato tratto il ciclo grazie al filtro di Hodrick- Prescott, sottratto dalla serie iniziale. Come si osserva dal grafico, il tasso di disoccupazione detrendizzato è stabile.

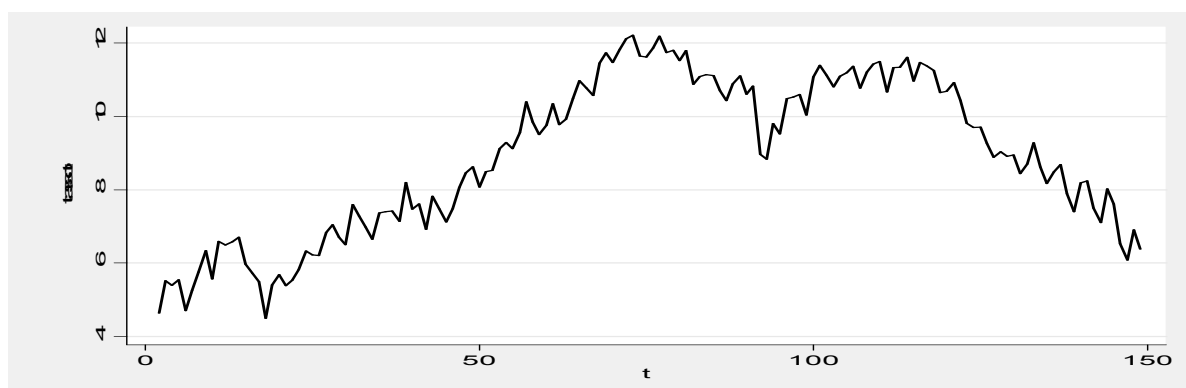


Grafico 2.3 Tasso di disoccupazione: 1970:1- 2007:3 (dati oecd)

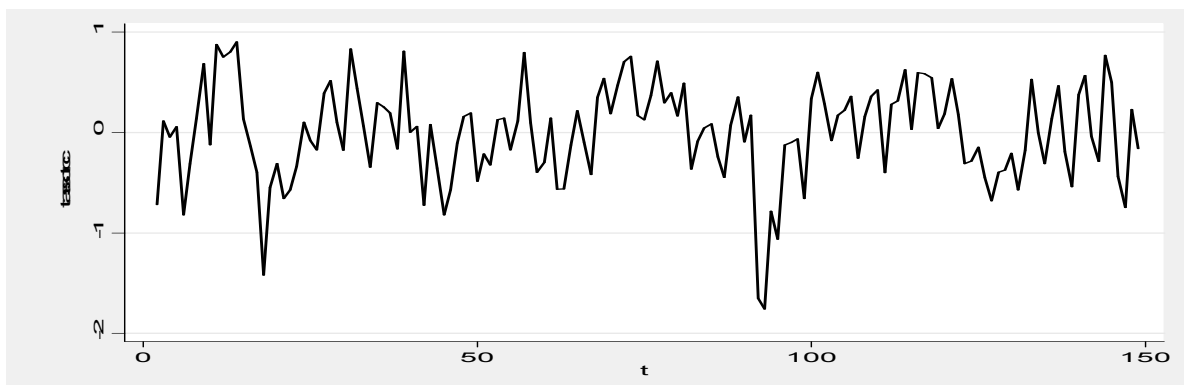


Grafico 2.4 Trend del tasso di disoccupazione :1970:1- 2007:3 (dati oecd)

OUTPUT GAP

L'output gap è la differenza tra il Pil potenziale ed il Pil reale e più esattamente $Y_r - Y_p$. Se tale differenza è positiva significa che le aspettative sono state superate e indica che vi è stato una crescita della domanda aggregata maggiore dell'offerta aggregata, creando così una possibile inflazione; viceversa, se l'output gap è negativo significa che l'offerta ha superato la domanda, inducendo una possibile deflazione.

Il gioco di domanda ed offerta influisce pesantemente sulla politica monetaria e di conseguenza fa leva sulle decisioni economiche.

I dati relativi all'output gap sono stati reperiti dall'OECD e anch'essi hanno una serie temporale quadrimestrale che inizia dal 1970 e finisce nell'ultimo periodo del 2007 per un totale di 152 osservazioni.

La serie è stazionaria come si evince dal grafico (3) e non si è dovuto effettuare nessun filtro.

Cap.3 VARIABILI STRUMENTALI

Perché stimare con il metodo delle variabili strumentali?

In un modello statistico molta attenzione si pone riguardo l'incorrelazione tra le variabili esplicative ed il termine d'errore, poiché essa è una delle condizioni principali per stimare i parametri con il metodo dei minimi quadrati ordinari.

Il modello che si ha di fronte è, in generale, il seguente:

$$y_t = x'_t u_t \quad \text{con} \quad E[x_t u_t] \neq 0 \quad (3.1)$$

Nel nostro caso invece è questo:

$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta E(\pi_{t+1}) + \lambda x_t + u_t \quad (3.2)$$

Dove:

π_t è l'inflazione al tempo corrente;

π_{t-1} è la ritardata di un periodo dell'inflazione

$E(\pi_{t+1})$ è l'aspettativa dell'inflazione

X_t sono i costi marginali al tempo corrente.

Sostituendo all'aspettativa, il valore osservato y_{t+1} più l'errore di previsione v_{t+1} si

ottiene il seguente modello:

$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta \pi_{t+1} + \lambda x_t + e_t \quad (3.3)$$

Dove: $e_t = u_t + v_{t+1}$

E' inevitabile quindi la correlazione tra la variabile ritardata al tempo più uno ed il nuovo errore del modello (3.3).

Tale correlazione rende lo stimatore $\hat{\beta}_{ols}$ inconsistente. Infatti:

$$\hat{\sigma}_{ols} = \frac{\sum_i \pi_{t+1} \pi_t}{\sum_i \pi_{t+1}^2} \frac{\sum_i \pi_{t+1} [(\sigma\pi)_{t+1} + e_t]}{\sum_i \pi_{t+1}^2} = \frac{\sum_i [(\pi)_{t+1} e_t]}{\sum_i \pi_{t+1}^2} + \sigma \quad (3.4)$$

Dalla 4.4 si nota che il primo membro a destra non si annulla, causa della correlazione tra π_{t+1} e e_t . di conseguenza lo stimatore $\hat{\sigma}_{ols}$ non converge a σ e quindi lo stimatore $\hat{\beta}_{ols}$ non è consistente, come volevasi dimostrare.

Si ricorre così alla stima del modello col metodo delle variabili strumentali a 2 stadi.

Regressione al primo stadio:

$$\pi_{t+1} = \rho_1 z_1 + \rho_2 z_2 + v_t \quad (3.5)$$

con $E(z_1 v_t) = 0$ e $E(z_2 v_t) = 0$

Regressione al secondo stadio:

$$\pi_t = c + \beta \pi_{t+1} + \alpha \pi_{t-1} + \lambda x_t + e_t \quad (3.6)$$

$$Z = (z_1 z_2)'$$

$$X = [\pi_{t+1} x_t]$$

Dove:

z_1 è la matrice $t \times L_1$ di variabile esogene incluse nell'equazione strutturale al primo stadio

z_2 è la matrice $t \times L_2$ di variabili esogene escluse

Entrambi i set di variabili strumentali sono assunti essere esogeni da cui la 3.4 .

Nel caso del modello della New keynesian Phillips curve si è scelto come variabili strumentali escluse, le ritardate dell'inflazione e le ritardate delle rispettive proxy fino al tempo -3. L'insieme di strumentali esogene incluse sono l'inflazione al primo ritardo e la proxy dei costi marginali al tempo t.

Per stimare il modello si ricorre al metodo generalizzato dei momenti poichè la curva è sovraidentificata, come si spiegherà in seguito.

3.1 Il metodo generalizzato dei momenti

Abbiamo visto l'assunzione che gli strumenti debbano essere incorrelati con l'errore e questo l'abbiamo espresso come $E(Z' e_t) = 0$, ottenendo quindi L condizioni dei momenti.

$$g_t(\beta) = Z_t' u_t = Z_t' (\pi_t - X_t \beta)$$

dove g_t è una matrice $L \times 1$; l'esogeneità degli strumenti fornisce L condizioni dei momenti che saranno soddisfatte per il vero valore di β : $E(g_t(\beta)) = 0$. Ognuna delle singole equazioni corrisponde ad un momento campionario. Per alcuni valori dati di si ha: (vedi pag3 modello 6) Digitare l'equazione qui.

$$\bar{g}(\hat{\beta}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g_t(\hat{\beta}) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_t' (\pi_t - X_t \hat{\beta}) = \frac{1}{T} Z' \hat{u} \quad (3.7)$$

L'intuizione dietro i GMM è di scegliere uno stimatore che prenda $\bar{g}(\hat{\beta})$ più vicino possibile allo zero.

Nell'equazione sovraidentificata, come in questo caso, abbiamo più equazioni da risolvere; tuttavia è molto difficile trovare un $\hat{\beta}$ che soddisfi tutte (L) le condizioni dei momenti.

In questo caso si utilizza una $L \times L$ matrice W dei pesi e la si usa per costruire la forma quadratica della condizione dei momenti e l'equazione 2.4 rappresenta la funzione obiettivo:

$$J(\hat{\beta}) = n \bar{g}(\hat{\beta})' W \bar{g}(\hat{\beta}) \quad (3.8)$$

Uno stimatore GMM beta è quello che minimizza la $J(\beta)$:

$$(\hat{\beta})_{GMM} = \arg \min J(\hat{\beta}) = n \bar{g}(\hat{\beta})' W \bar{g}(\hat{\beta}) \quad (3.9)$$

Derivando e risolvendo l'equazione $\frac{dJ(\hat{\beta})}{d(\hat{\beta})} = 0$ si ottiene lo stimatore GMM dato dalla seguente espressione:

$$(\hat{\beta})_{GMM} = (X' Z W Z' X)^{-1} X' Z W Z' \pi_t \quad (3.10)$$

Lo stimatore gmm è consistente per ogni matrice simmetrica W dei pesi definita positiva, perciò esistono tanti stimatori beta tanti quanto sono le possibili scelte di W . L'efficienza non è garantita per ogni W implementata e così è possibile ottenere stimatori GMM inefficienti. Quello che più interessa è avere lo stimatore efficiente, con varianza asintotica minima. In più occorre conoscere la stima della varianza dello stimatore per condurre una buona inferenza. Entrambe le stime richieste, la matrice di varianza e covarianza e le condizioni d'ortogonalità sono concetti chiave nella stima GMM.

Ora, definita S la matrice di covarianza della condizione dei momenti, scriviamo la formula che la rappresenta:

$$S = AVar(\bar{g}(\beta)) = \lim_{t \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{t} \right) E(Z' e e' Z) \quad (3.11)$$

S altro non è che la varianza distribuzione al limite di $\sqrt{T} \times g$ (Hayashi (2000))

La distribuzione asintotica della varianza di un possibile stimatore β_{GMM} inefficiente è :

$$V(\hat{\beta}_{GMM}) = (Q'_{XZ} W Q_{XZ})^{-1} (Q'_{XZ} W S W Q_{XZ}) (Q'_{XZ} W Q_{XZ})^{-1} \quad (3.12)$$

Con $Q_{XZ} = E(X'_i Z_i)$

Sotto le assunzioni standard (Hayashi (2000)) lo stimatore GMM inefficiente è $\sqrt{T}(\hat{\beta}_{GMM} - \beta)$ consistente.

$$\sqrt{T}(\hat{\beta}_{GMM} - \beta) \xrightarrow{d} N[0, V(\hat{\beta}_{GMM})]$$

Per ottenere lo stimatore GMM efficiente si sviluppano le ipotesi dei test su $\sqrt{T}(\hat{\beta}_{GMM} - \beta)$ la, usando l'equazione 11 per la varianza dello stimatore e la matrice dei pesi che minimizza tale varianza è $W = S^{-1}$, sotto l'ipotesi di omoschedasticità ed incorellazione degli errori. Nel caso in esame gli errori sono omoschedastici ma seguono un processo di autocorrelazione del primo ordine perciò si avrà una matrice di covarianza diversa, data, per l'esattezza, da quanto segue:

$$S = AVar(\bar{e}) = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^{\infty} (\Gamma_j + \Gamma'_j) \quad (3.13)$$

$$\Gamma_1 = E(e_t e_{t-1} Z'_t Z'_{t-1}) \quad (3.14)$$

$$\hat{\Gamma}_1 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-1} \hat{g}_t \hat{g}'_{t-1} = \sum_{t=1}^{T-1} Z_t \hat{e}_t \hat{e}'_{t-1} Z'_{t-1} \quad (3.15)$$

Lo stimatore $\hat{\beta}_{EGMM}$ è conseguentemente:

$$\hat{\beta}_{EGMM} = (X' Z (Z' \hat{\Gamma}_1 Z)^{-1} Z' X)^{-1} X' Z (Z' \hat{\Gamma}_1 Z)^{-1} Z' Y \quad (3.16)$$

Dove nel caso in esame

$X = \pi_{t+1}$; $Y = \pi_t$ $Z =$ set di strumenti

La varianza asintotica di $\hat{\beta}_{EGMM}$ è :

$$AVar(\hat{\beta}_{EGMM}) = (X' Z (Z' \hat{\Gamma}_1 Z)^{-1} Z' X)^{-1}$$

Cap.4 IDENTIFICAZIONE DEL MODELLO

Per spiegare il criterio secondo il quale son stati utilizzati gli strumenti enunciati all'inizio del capitolo 3 si è ricorsi a test eseguiti al fine di verificare che fossero soddisfatte tre condizioni :

- 1) Condizione di rango (necessaria per l'identificazione del modello)
- 2) Condizione di ortogonalità (per la validità degli strumenti)
- 3) Mancanza di strumenti deboli

Nei modelli stimati, per quanto riguarda le prime due condizioni, si sono ottenuti gli stessi risultati.

I test inerenti la terza assunzione, invece, si sono dimostrati diversi nei modelli stimati, come verrà ampiamente descritto nel capitolo successivo, dedicato alla stima dei modelli e ai risultati dei test.

4.1 Condizione di rango

Se esiste nella popolazione un unico valore di β , diciamo β_0 , per il quale sono vere le condizioni di ortogonalità allora esso implica che è soddisfatta la condizione necessaria e sufficiente di identificazione (di unicità) di β_0 (il vettore di parametri che rende vere le condizioni sui momenti).

Tale condizione deriva dall'applicazione del teorema di Rouch_e-Capelli:

$$\text{rango}(E[z_t \pi_{t+1}] | E[z_t \pi_t]) = \text{rango}(E[z_t \pi_{t+1}]) = k \quad \text{condizione di rango}$$

L'unicità di β_0 implica che il vettore dei parametri è identificato nella popolazione.

In parole povere questo accade quando il numero di variabili incluse nell'equazione che correlano con l'errore è minore o uguale del numero delle strumentali escluse.

La condizione d'ordine $L = K$ è necessaria, ma non sufficiente: deve essere soddisfatta la condizione di rango.

La condizione di rango implica che la matrice $Q_{xz} = E(X_t' Z_t)$

sia di rango pieno. Poiché $X_2 = Z_2$, si possono semplicemente considerare X_1 e Z_1 e la condizione di rango diventa $\text{rk}(Q_{X_1 Z_1}) = K_1$. L'interpretazione di questa condizione, nel caso in cui $L_1, K_1 = 1$, è data dalla cosiddetta correlazione canonica (Anderson (1984)). La correlazione canonica r_i tra Z_i e X_i , dove $i = 1, \dots, K_1$ rappresenta la correlazione tra le combinazioni lineari delle K_1 colonne X_i e le combinazioni lineari di L_1 colonne di Z_i . Nel caso particolare preso in esame, si ha $K_1 = 1$ e $L_1 > 1$, la correlazione canonica è semplicemente R , la radice quadrata dell' R^2 in una regressione di X su Z . Se la correlazione è zero allora il modello è non identificato.

Un'alternativa e utile interpretazione della condizione di rango è data dall'uso della forma ridotta al primo stadio:

$$X = [Z_1 \ Z_2] [\pi_{11} \ \pi_{12}]' + v_1$$

Da qui la condizione di rango.

La matrice π_{11} $L \times K_1$ deve esser di rango pieno, se $\text{rk}(\pi_{11}) < K_1$ il modello è non identificato. Il modello trattato in questa tesi è sovraidentificato e per stimarlo si è ricorso al metodo generalizzato dei momenti (GMM).

Per verificare se nei modelli trattati fosse soddisfatta tale condizione, si è fatto uso del test per il rango di una matrice di Anderson (1951) o di Kleibergen-Paap (2006) nel caso di eteroschedasticità e autocorrelazione dei residui.

Il test di sottoidentificazione è un test LR la cui statistica test è : $-n \log(1 - r_{k_1}^2)$: sotto l'ipotesi nulla l'equazione è sotto identificata. Sotto la nulla, la statistica è distribuita come un chi-quadrato con $(L_1 - K_1 - 1)$ gradi di libertà. Rigettare l'ipotesi nulla indica che la matrice è di rango pieno: il modello è identificato. Gli output del test sono riportati nel capitolo 5.

4.2 Condizione di ortogonalità

La condizione di ortogonalità o esogeneità è necessaria per approvare il set di strumenti prescelto.

La variabile endogena, in questo caso la futura dell'inflazione, correla con l'errore per definizione ed un'ipotesi fondamentale per poter utilizzare un set di strumenti è che essi non correlino con lo shock. Ossia, come visto in precedenza, si deve avere che

$$E[z_t u_t] = 0$$

Nella New Keynesian Phillips curve si ha che $E_{t-1}(u_t) = 0$ il che implica che $E_{t-1}(e_t) = 0$, ossia che l'errore al tempo t dell'equazione strutturale, condizionato all'informazione fino al tempo $t-1$ è uguale a zero, perciò è possibile usare come variabili strumentali le ritardate dell'inflazione e della proxy dei costi marginali.

E' altresì interessante notare che tuttavia $E(e_t e_{t-1}) \neq 0$. Ossia vi è la presenza di autocorrelazione di primo ordine degli shock.

Il fatto è spiegato dal fatto che in e_t c'è una presenza di MA(1) dovuto all'errore presente nell'equazione dell'aspettativa dell'inflazione (Pesaran 1946).

Il test di Sargan è atto per verificare l'ipotesi di ortogonalità e viene effettuato in caso di omoschedasticità dei residui; in caso contrario il software utilizza automaticamente il test di Hansen.

In entrambi i casi, sotto l'ipotesi nulla gli strumenti sono validi, cioè gli Z strumenti non correlano con l'errore.

La statistica ζ di Sargan è la seguente:

$$\zeta = \frac{1}{\sigma^2} \hat{e}' Z (Z'Z)^{-1} Z' \hat{e}$$

E' facile da vedere che la statistica di Sargan non è altro che $T R_u^2$, dove R_u^2 è l' R^2 non centrato dell'equazione dei residui su tutti gli strumenti Z.

La statistica test ha una distribuzione χ^2_{L-k} , sotto l'ipotesi nulla. Poiché il numero di gradi di libertà è pari al grado di sovra identificazione del modello, va da sé che è possibile costruire il test solo quando il modello è sovra identificato, come nel caso della nuova curva di Phillips keynesiana.

La statistica di Sargan è consistente se gli errori sono omoschedastici e se è presente anche l'autocorrelazione dei residui (Hayashi (2000)).

Come si vedrà in seguito, gli errori dei modelli stimati sono omoschedastici ed autocorrelati al primo ritardo, come evidenziano i test di Pagan e Hall (1983) e di autocorrelazione di Cumby e Huizinga (1992) per la stima del modello con il metodo delle variabili strumentali.

4.3 Presenza di strumenti deboli

Come già sottolineato in precedenza, i parametri del modello lineare sono identificati se è rispettata la condizione di rango e di esogeneità. Si introduce ora l'assunzione di correlazione tra la variabile endogena (nel caso in esame π_{t+1}) e le variabili strumentali utilizzate.

Lo stimatore GMM difatti è tanto più preciso, quanto maggiore è la suddetta correlazione: in presenza di bassa correlazione tra l'endogena e gli strumenti la distorsione dello stimatore GMM può essere elevata in campioni molto elevati (come si spiegherà in seguito).

Gli strumenti deboli sorgono quando la correlazione è bassa. Nel metodo generalizzato dei momenti, più in generale, gli strumenti deboli corrispondono ad una debole identificazione di alcuni o tutti i parametri sconosciuti.

Es. una variabile endogena

Le conseguenze degli strumenti deboli sono :

a) Se $\rho_{z\pi_{t+1}} = 0$ $\hat{\beta}_{\text{GMM}}$ non è definito nella popolazione, la distorsione non converge ad un limite finito e la varianza dello stimatore non è finita.

b) Se $\rho_{z\pi_{t+1}}^2 \rightarrow 0$ la distorsione può essere molto lenta ad annullarsi e la varianza tende a

diventare sempre più grande

c) Se $\rho_{z\pi_{t+1}}^2 \rightarrow 1$ la velocità della distorsione ad annullarsi dipende dal processo generatore dei dati e la varianza tende a diventare sempre più piccola

d) Se $\rho_{z\pi_{t+1}}^2 = 1$ esiste una relazione lineare esatta tra π_{t+1} e z , perciò

$$\pi_{t+1} = az$$

π_{t+1} e z hanno lo stesso contenuto informativo.

Allora, prendendo come es. la curve trattata :

$$E(\pi_t z) = E\left(\pi_t \frac{\pi_{t+1}}{a}\right) = \frac{1}{a} E(\pi_t \pi_{t+1}) \text{ e } E(z^2) = \frac{1}{a^2} E(\pi_{t+1}^2)$$

E $\hat{\beta}_{slv}$ $\hat{\beta}_{mqo}$ convergono in probabilità allo stesso β_* ed hanno la stessa varianza asintotica.

$$\beta_* = \frac{1}{a} \frac{E(\pi_t \pi_{t+1})}{\sqrt{E\left(\frac{\pi_{t+1}^2}{a^2}\right)}} = \frac{E(\pi_t \pi_{t+1})}{E \pi_{t+1}^2}$$

$$AVar(\hat{\beta}_{slv}) = \frac{\sigma^2}{E \pi_{t+1}^2} \frac{E(\pi_{t+1}^2)}{E(\pi_{t+1}^2)} = AVar(\hat{\beta}_{mqo})$$

Se $\rho_{z\pi_{t+1}} \approx 0$ z è uno strumento debole.

Il problema degli strumenti deboli non riguarda soltanto l'analisi in campioni finiti, ma rimane anche asintoticamente (abbiamo considerato la varianza asintotica dello stimatore)

Le conseguenze degli strumenti deboli sono le seguenti:

1. La distribuzione campionaria delle statistiche dei GMM è in generale non normale e le stime puntuali nei gmm, i test d'ipotesi e gli intervalli di confidenza sono discutibili;
2. Lo stimatore delle variabili strumentali è poco preciso;
3. Può avere un'elevata distorsione.

Tuttavia questi problemi si fanno più marcati in due casi ben precisi che non rispecchiano però la situazione dei modelli trattati in questa tesi.

Quando si è in presenza di esatta identificazione la presenza di strumenti deboli è segnata da una stima dei MQ2S inaffidabile; viceversa, se il grado di sovra identificazione è troppo elevato, la loro presenza è nascosta da un piccolo SE dello stimatore dei MQ2S.

Per capire meglio di cosa si tratta effettivamente, nella prossima sezione verrà presentato il parametro di concentrazione : un indice di misura della correlazione tra strumenti ed endogena.

4.3.1 Test per la verifica di strumenti deboli

Come già visto in precedenza, il modello è :

$$\pi_{t+1} = \Pi_2 Z_2 + \Pi_1 Z_1 + v \quad \text{al primo stadio}$$

$$\Pi_t = c + \lambda x_t + \beta \pi_{t+1} + \alpha \pi_{t-1} + e_t \quad \text{al secondo stadio}$$

dove Z_2 è una matrice $T \times K_2$ di variabili esogene escluse fissate e Π_2 è il vettore $K_2 \times 1$ di coefficienti e v è un vettore $T \times 1$ di i.i.d. $N(0, \sigma^2 V)$ errori, con $\text{corr}(e_t, V_t) = \rho$

La regressione al primo stadio ha come variabile risposta l'esplicativa endogena che viene regredita sugli strumenti: una statistica test per la rilevanza degli strumenti è una misura del potere degli strumenti stessi in questa regressione.

Due statistiche comunemente usate sono l' R^2 e il test F di nullità congiunta di tutti gli strumenti, entrambe relative al primo stadio della regressione.

Nel caso in cui le variabili endogene siano più di una, come si è visto nel modello 2.6, si ricorre all' R^2 parziale di Shea, misura che prende in considerazione anche l'intercorrelazione tra gli strumenti.

Per i modelli con una sola variabile endogena, i due R^2 equivalgono. La distribuzione dell' R^2 di Shea non è stata rilevata, ma esso può essere interpretato come un qualsiasi R^2 .

In generale un alto valore dell' R^2 standard e un basso valore dell' R^2 di Shea indicano la mancanza di rilevanza tra gli strumenti e la variabile che correla con l'errore.

Per capire al meglio ciò che è stato spiegato finora circa gli strumenti deboli, verrà introdotto il parametro di concentrazione μ^2/k , sulla cui entità poggia il significato di strumenti deboli, definito come segue:

$$\mu^2 = (\Pi_2' Z_2' Z_2 \Pi_2) / \sigma_{vv}$$

k è il numero di strumenti.

Valori grandi del parametro di concentrazione traslano la F e la F-1 è considerato uno stimatore di μ^2/k .

Abbiamo visto nella sezione 3.1 che lo stimatore β_{MQ2S} è

$$\hat{\beta}_{GMM} = (Y'P_Z Y) / (Y'P_Z Y),$$

dove $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$.

Rothenberg (1984) esprime $\hat{\beta}_{GMM}$ come:

$$\mu (\hat{\beta}_{GMM} - \beta) = \left(\frac{\sigma_{ee}}{\sigma_{vv}} \right)^{-\frac{1}{2}} (\zeta_u + (S_{vu}/\mu)) / (1 + (2\zeta_v/\mu) + (S_{vv}/\mu^2))$$

dove $\zeta_u = \Pi'Z'e/(\sigma_{ee}\Pi'ZZ'\Pi)^{1/2}$, $\zeta_v = \Pi'Z'v/(\sigma_{vv}\Pi'ZZ'\Pi)^{1/2}$,

$$S_{vu} = v'P_Z e/(\sigma_{ee}\sigma_{vv})^{1/2}, S_{vv} = v'P_Z v/\sigma_{vv}$$

Sotto l'assunzione di strumenti fissati ed errori normali, ζ_e e ζ_v sono variabili normali standard con correlazione ρ e S_{vu} , S_{vv} sono elementi di una matrice con distribuzione centrale di Wishart. Poiché la distribuzione di ζ_u , ζ_v , S_{vu} e S_{vv} non dipendono dalla misura del campione, quest'ultima entra in gioco solo nella stimatore MQ2S attraverso il parametro di concentrazione, nel senso che il parametro formalmente gioca il ruolo usualmente associato con vT .

Se il parametro di concentrazione è piccolo, l'inferenza basata sugli stimatori IV e i loro standard errori convenzionali sono potenzialmente non corretti.

In altre parole si possono dare due definizioni di strumenti deboli:

1. Basata sulla distorsione relativa: un insieme di strumenti è debole se il rapporto p_{2-2}/μ^2 è talmente piccolo da produrre una distorsione dello stimatore dei MQ2S maggiore del 10% rispetto a quella dei MQO.
2. Basata sulla size effettiva del test di significatività: un insieme di strumenti è debole se il rapporto p_{2-2}/μ^2 è talmente piccolo da produrre una size effettiva di un test a livello nominale del 5% maggiore del (p.e.) 15%

Il test utilizzato dal software per verificare la presenza di strumenti deboli è il test basato sulla statistica di Cragg-Donald (1993) nr; quando c'è un solo regressore endogeno, come in questo caso, questa statistica è semplicemente la “first-stage F-statistic”, la F-statistic per testare l'ipotesi nulla che non strumenti non entrano a far parte della regressione al primo stadio dei MQ2S. Sotto l'assunzione di errori i.i.d i valori critici per la statistica test, non sono quelli di Cragg e Donald: l'ipotesi nulla prevista dal software è che gli strumenti siano deboli, anche se i parametri potrebbero essere identificati, per cui utilizza come valori di riferimenti quelli proposti da Yogo e Stock concernenti la distorsione dell'errore e della size. I valori critici sono stati ottenuti usando la distribuzione asintotica sotto strumenti deboli.

Se gli errori sono omoschedastici e auto correlati si consiglia di prestare attenzione ai valori critici proposti, e di rifarsi principalmente al valore soglia 10 della statistica F. seguendo Stock e Yogo () infatti è possibile utilizzare F per verificare l'ipotesi nulla che μ^2/k sia minore o uguale al valore critico di strumenti deboli, contro l'alternativa che tale valore sia superato.

Nei modelli stimati in questa tesi, c'è una sorta di incertezza a riguardo, poiché, a parte 2 casi ben precisi che verranno enunciati in seguito, la statistica F si aggira intorno al 10 e ciò può destare il sospetto che i modelli siano debolmente stimati.

4.4 Test di endogenità

Ciò che è stato detto finora riguarda esclusivamente l'utilizzo del set di strumenti e le condizioni che esso deve rispettare.

Un punto importante, che all'inizio del capitolo è stato menzionato e sul quale poggia la stima del modello con il metodo delle variabili strumentali è verificare la correlazione tra la variabile che si sospetta essere endogena, π_{t+1} e gli errori.

Per verificare tale assunzione Hausman propone la costruzione di test generali di specificazione basandosi sul confronto tra due stimatori:

- 1) Uno $\tilde{\beta}$ efficiente sotto l'ipotesi nulla (quella di corretta specificazione)
- 2) L'altro $\tilde{\beta}$ consistente sotto l'alternativa (di scorretta specificazione).

Il test si basa sul vettore differenza

$$\bar{q} = \tilde{\beta} - \tilde{\beta}$$

Sotto la nulla i due stimatori hanno lo stesso limite in probabilità e $\bar{q}$ tende in probabilità a zero; si può pertanto costruire una statistica test che vada a verificare la significatività congiunta degli elementi di $\bar{q}$.

La statistica è di tipo X^2 , cioè una forma quadratica del vettore $\bar{q}$ con l'inversa della sua matrice di varianza e covarianza stimata consistentemente.

La statistica tende ad assumere valori elevati. Forma generale della statistica ϕ di Hausman è la seguente:

$$\phi = \bar{q}' (AVar [\bar{q}])^{-1} \bar{q} \sim X^2_{\text{ranko} [Avar (\bar{q})]}$$

Il test è calcolabile per entrambe le proprietà dei residui : omoschedasticità o eteroschedasticità e autocorrelazione.

Cap.5 STIMA DEL MODELLO

Le stime dei modelli sono state effettuate grazie al software Stata9.2, in grado di calcolare test utili sotto la condizione di variabili strumentali.

Il campione è quadrimestrale con un range che va dal 1970:1 al 2007:3.

L'obiettivo di questa tesi è, come già rimarcato, trovare un modello in grado di spiegare l'andamento dell'inflazione corrente, alternando le variabili in gioco per capire quale delle tre sia la più adatta per esplicare l'inflazione al tempo t , in sostituzione ai costi marginali.

Si è stimato il modello con i Gmm e l'autocorrelazione dei residui ha fatto sì che si utilizzasse la stima robusta di Newey West per stimare consistentemente la varianza e gli intervalli di confidenza. I residui sono omoschedastici perciò l'opzione robusta non è stata implementata.

Come già enunciato in precedenza nel capitolo 2, la serie dell'inflazione, della labour share e del tasso di disoccupazione, sono state filtrate attraverso la procedura di Prescott tramite il software E-views, ottenendo il trend di ciascuna serie. In un secondo momento, dalla serie iniziale si è sottratto quindi il trend ottenendo il ciclo.

L'uso delle variabili strumentali (cap.4) è stato necessario poiché vi è correlazione tra l'inflazione al tempo $t+1$ e l'errore del modello strutturale. Si è utilizzato metodo dei momenti generalizzati a 2 stadi. Gli output sono riportati nell'appendice A e le stime dei coefficienti con relativi intervalli di confidenza sono riassunti nella tabella (5.1).

E' interessante osservare che in tutti i modelli stimati si hanno le seguenti caratteristiche:

- gli errori sono omoschedastici (test di Pagan Hall);
- autocorrelazione di primo ordine dei residui, come vuole la teoria econometrica (Cumby-Huizinga test con H_0 : errori non auto correlati al primo ritardo)
- rifiuto dell'ipotesi nulla di sottoidentificazione del test di Anderson: la condizione di rango è rispettata ed il modello identificato;
- L'accettazione dell'ipotesi nulla di validità degli strumenti, utilizzando il test di Sargan;
- Il rifiuto dell'ipotesi nulla di esogenità dell'inflazione al tempo $t+1$.
- La costante non risulta mai esser significativa.
- Vi è la presenza di strumenti deboli

Quest'ultima osservazione non è valida per il modello in cui l'inflazione corrente è spiegata esclusivamente dal proprio ritardo e dall'aspettativa, utilizzando come variabili strumentali i primi tre ritardi del tasso di disoccupazione. In realtà sulla presenza o meno di strumenti deboli potrebbero esserci dei dubbi in quanto, come riportano gli output in appendice, i test superano in realtà il valore soglia, ma di pochissimo. Ad ogni modo ciascun modello è stato stimato senza tener conto della possibile presenza degli strumenti deboli, in quanto, quando anch'essa dovesse verificarsi, la distorsione delle stime sarebbe minima. Si rinvia quindi a future analisi il compito di stimare i modelli in modo robusto agli strumenti deboli.

Il test dell'autocorrelazione dei residui, spiegato in appendice, evidenzia un comportamento auto regressivo di primo ordine nei residui e ciò è coerente con la teoria econometrica. Il test di omoschedasticità, invece, in tutti i modelli accetta l'ipotesi nulla per cui non vi è eteroschedasticità dei residui. Gli shock quindi risultano

essere omoschedastici e auto correlati al primo ritardo. Conseguentemente a ciò che è stato appena affermato, i modelli sono stati stimati con l'opzione robusta di Newey West per modellare gli intervalli di confidenza e le stime delle singole varianze.

5.1 Modelli stimati

Come il titolo stesso del paragrafo cita, in questa sezione verranno presentati uno ad uno i modelli stimati in questa tesi.

Partendo dall'originale, la nuova curva di Phillips Keynesiana, che prevede come variabile trainante i costi marginali, si sono utilizzati, in questa analisi, 4 variabili proxy: la labour share, la labour share ritardata di un periodo, il tasso d'inflazione corrente e l'output gap corrente. Si è proseguito con un modello in grado di spiegare il comportamento dell'inflazione corrente, senza utilizzare alcuna variabile proxy, infine si è stimata la curva implementando la labour share e l'aspettativa dell'inflazione come variabili esplicative.

I modelli saranno introdotti uno alla volta con le relative spiegazioni e i relativi commenti, mentre le stime dei parametri saranno riassunte nella tabella 5.1 con indicazione di significatività dei parametri, mostrando R^2 di ciascuna regressione e un indicatore di strumenti deboli.

Primo modello:

$$\pi_{t+1} = \Pi_{11} \pi_{t-2} + \Pi_{12} \pi_{t-3} + \Pi_{13} \text{labor}_{t-1} + \Pi_{14} \text{labor}_{t-2} + \Pi_{15} \text{labor}_{t-3} \quad \text{primo stadio}$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \beta_1 \pi_{t+1} + \lambda_1 \text{labor}_t + e_{t1} \quad \text{secondo stadio} \quad (5.1)$$

Il modello 5.1 è quello in cui la variabile proxy è la labour share. Il coefficiente ad essa relativo non è significativo, nonostante il segno positivo, come la teoria insegna.

β_1 è maggiore di α_1 , la costante non è significativa e l' R^2 è 0.9147.

La presenza di strumenti deboli è discutibile dal fatto che il test F è attorno al valore soglia:

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 10.534

Secondo modello :

$$\pi_{t+1} = \Pi_{p1} \pi_{t-2} + \Pi_{p2} \pi_{t-3} + \Pi_{p3} \text{labor}_{t-2} + \Pi_{p4} \text{labor}_{t-3} \quad \text{primo stadio}$$

$$\pi_t = \alpha_{11} \pi_{t-1} + \beta_{11} \pi_{t+1} + \lambda_{11} \text{labor}_{t-1} + e_{1t} \quad \text{secondo stadio (5.2)}$$

Nell modello è interessante notare che il ritardo della labour share è significativo al 10%, più di quanto non lo sia la labour corrente. Esso è ben più elevato del primo. Il fatto che la labour share ritardata influenzi significativamente l'inflazione corrente potrebbe avere un significato economico, dovuto al fatto che sia possibile, si ricorda che la serie è trimestrale, che una ripercussione sull'inflazione corrente possa avvenire in modo più lento, ritardato per l'appunto.

Il coefficiente dell'aspettativa è maggiore di quello del modello visto in precedenza e, come sopra, anche della ritardata.

L' R^2 è 0.904 e per quanto riguarda la presenza di strumenti deboli, anche in questo caso, si può dire ben poco.

Terzo modello:

$$\pi_{t+1} = \Pi_{g1} \pi_{t-2} + \Pi_{g2} \pi_{t-3} + \Pi_{g3} \text{gap}_{t-1} + \Pi_{g4} \text{gap}_{t-2} + \Pi_{g5} \text{gap}_{t-3} \quad \text{primo stadio}$$

$$\pi_t = \alpha_g \pi_{t-1} + \beta_g \pi_{t+1} + \lambda_g \text{gap}_t + e_{tg} \quad \text{secondo stadio (5.3)}$$

Il modello 5.3 è in assoluto il peggiore tra tutti, oltre a non essere significativo λ_g , l' R^2 è 0.61, basso per poter dire che il modello sia buono. Il test F è sulla presenza di

strumenti deboli accetta l'ipotesi nulla, in questo caso si può comodamente affermare che le variabili strumentali usate non correlino con l'aspettativa dell'inflazione.

Weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 7.789

Un'altra nota negativa al modello è che il coefficiente dell'output gap è negativo.

Nel cap.2 si è già discusso del motivo di tale incongruenza: il segno positivo dell'output gap corrente dovrebbe trainare l'inflazione e non creare una deflazione, come in realtà si verrebbe a formarsi dal modello 5.3.

Questo modello è stato presentato solo per far capire che non tutte le variabili che apparentemente sembrano idonee a spiegare l'inflazione italiana, poi in realtà lo siano davvero. In più, data l'introduzione del modello nel capitolo 1, è interessante notare che l'output gap, dal quale deriva la forma originaria del modello di Calvo, non è affatto una buona variabile esplicativa per l'inflazione italiana, confermando le teorie di Galí e Gertler.

Quarto modello:

$$\pi_{t+1} = \Pi_{t1} \pi_{t-2} + \Pi_{t2} \pi_{t-3} + \Pi_{t3} \text{tasso}_{t-1} + \Pi_{t4} \text{tasso}_{t-2} + \Pi_{t5} \text{tasso}_{t-3} \quad \text{primo stadio}$$

$$\pi_t = \alpha_t \pi_{t-1} + \beta_t \pi_{t+1} + \lambda_t \text{tasso}_t + e_{tt} \quad \text{secondo stadio (5.4)}$$

Il modello 5.4, come si evince dalla tabella 5.1 è l'unico il cui coefficiente della variabile proxy è significativo, tuttavia si presenta un problema non indifferente che riguarda il segno. Il fatto che l'inflazione possa essere direttamente proporzionale al tasso di disoccupazione non ha credito nella teoria economica e perciò il modello appare, in buona sostanza, non idoneo a spiegare il comportamento della dipendente.

Sebbene l' R^2 sia 0.9168 non è plausibile che questo sia un buon modello.

Modelli alternativi

I modelli affrontati in seguito sono valide alternative, atti a spiegare l'inflazione corrente. Quello che li caratterizza è l'assenza delle variabili proxy.

L'idea di mantenere nell'equazione solamente l'inflazione ritardata e l'aspettativa è dovuta dal fatto che nessun precedente modello si adattava bene ai dati e le variabili rappresentative dei costi marginali erano tutte non significativamente diverse da zero all'1%.

$$\pi_{t+1} = \Pi_1 \pi_{t-2} + \Pi_2 \pi_{t-3} + \Pi_3 \text{tasso}_{t-1} + \Pi_4 \text{tasso}_t \quad \text{primo stadio}$$

$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta \pi_{t+1} + e_t \quad \text{secondo stadio (5.5)}$$

$$\pi_{t+1} = \Pi_5 \pi_{t-2} + \Pi_6 \pi_{t-3} + \Pi_7 \text{pil}_{t-1} + \Pi_8 \text{pil}_t \quad \text{primo stadio}$$

$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + \beta \pi_{t+1} + e_t \quad \text{secondo stadio (5.6)}$$

questi due modelli sono simili tra loro, l'unica cosa che li differenzia è il set di strumenti scelto. I coefficienti delle due variabili hanno stime praticamente uguali nelle due regressioni. Tuttavia il modello 5.5 è l'unico, anche tra tutti i modelli stimati, a non presentare in alcun modo il problema degli strumenti deboli, come suggerisce l'output del test, la cui statistica test va confrontata col valore soglia 10, superato il quale si è in assenza di strumenti deboli:

```
Weak identification test (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):
19.197
```

Per questo motivo, date tutte le altre condizioni rispettate e non avendo problema di segno dei coefficienti il modello 5.5 è il più adatto.

L' R^2 inoltre è 0,9159 secondo solo al modello che contempla come proxy il tasso di disoccupazione. Nella teoria macroeconomica questo modello non è stato approfondito per i dati di altri paesi, per cui non si può dire molto a riguardo dal punto di vista teorico.

Nuova curva keynesiana di Phillips pura

$$\pi_{t+1} = \Pi_{111}\pi_{t-2} + \Pi_{112}\pi_{t-3} + \Pi_{113}\text{labor}_{t-1} + \Pi_{114}\text{labor}_{t-2} + \Pi_{115}\text{labor}_{t-3} \quad \text{primo stadio}$$

$$\pi_t = \beta_{11} \pi_{t+1} + \lambda_{11} \text{labor}_t + e_{1t} \quad \text{secondo stadio (5.7)}$$

Nel cap.3 si è parlato anche della curva allo stato puro, ossia quella in cui si utilizza come esplicative solo l'aspettativa dell'inflazione e la labour share. Coerentemente a ciò si è fatta un'analisi completa anche su questa curva che in America ha avuto molti appoggi e riscontri reali. Il coefficiente della labour share è significato al 100%, e con segno positivo. Il test di endogeneità sulla variabile trainante (Hayashi(2000)) rifiuta l'ipotesi nulla di esogenità per cui anch'essa è stata strumentalizzata (vedi capitolo 4). Sebbene la stima di λ_{11} sia positiva e significativamente diversa da zero, il problema insorge nella bontà del modello. Per quanto riguarda i valori italiani difatti questa la curva presenta un Handicap: l' R^2 è molto basso. Si è tolta difatti l'inflazione ritardata il cui coefficiente, in nessun modello stimato precedentemente, risultava significativamente nullo. In questa omissione si è perso un gran quantitativo d'informazione, a discapito della bontà del modello che altro non è che la percentuale d'inflazione corrente spiegata dalle variabili presenti nella regressione. Quest'ultimo modello non è da considerarsi quindi un buono per spiegare l'inflazione corrente in Italia.

	Infla _t	Infla _t	Infla _t	Infla _t	Infla _t	Infla _t	Infla _t
					(pil)	(tasso dis.)	
Infl	.4753654	.4541453	.4920013	.5080197	.4897511	.498304**	
a	***	***	**	***	***	* (.4438	
t-1	(0.4095 0.5411)	(.3755 .5326)	(.4315 .5524)	(.4531 .5629)	(.4317 .5477)	.5527)	
Infl	.650371**	.6973234	.653045**	.6469349*	.6507709	.633406**	1.255528

a t+1	* (.5669 .7337)	*** (.5855 .8090)	* (.5556 .7504)	** (.5709 .7229)	*** (.5678 .7337)	* (.5568 .7099)	*** (1.008 1.502)
Lab or t	12.81152 (-3.07 28.694)						147.5411 *** (81.61 213.46)
Lab or t-1		20.22028 * (.3755 .5326)					
O. gap t			-0.0284639 (-.0860 .0291)				
T. dis. t				22.54453 * * (.0424 .4084)			
Cos ta	.0003028 (-.0684 .0690)	.0014936 (-.0767 .0797)	-.0077691 (-.0847 .0691)	.0009442 (-.0714 .07335)	.0015533 (-.0726 .0757)	.0007036 (-.0692 .0706)	.0031615 (-.3207 .32707)
R ²	0.9147	0.9085	0.9139	0.9168	0.9135	0.9159	0.5606

Tabella 5.1 Coefficienti e significatività dei parametri

*** = significativo all'1%

** = “ al 5%

* = “ al 10%



Cap.6 Stabilità strutturale

In questo capitolo verrà verificata la stabilità strutturale dei modelli stimati precedentemente.

Particolare attenzione si deve porre ai coefficienti delle variabili proxi, che evidenziano una netta differenza tra i due periodi presi in esame : 1970:1-1984:4; 1985:1- 207:3.

Il motivo di tale suddivisione è vincolata dalla crisi del petrolio degli anni 79-80 , che ha avuto ripercussioni su tutta l'economia, nazionale e non. Nel primo paragrafo vi sarà un'ulteriore spiegazione a questa scelta.

Successivamente, nel par.6.2 si mostrano le tabelle con le stime e sono riportati i commenti e i livelli di significatività dei parametri.

6.1 Suddivisione del campione.

Il decennio Sessanta si chiuse in mezzo a gravi difficoltà economiche. La fine degli accordi di cambio concordati a Bretton Woods (agosto 1971), il passaggio alla fluttuazione dei cambi, il brusco aumento del prezzo del petrolio aprirono un lungo periodo in cui convissero due mali ritenuti fino a quel momento antitetici: stagnazione e inflazione.

In Italia l'inflazione fu notevolmente più alta che nella media dei paesi industriali. Successivamente, a partire dal 1973 e fino al 1984, la spinta inflazionistica è stata fortissima, con punte del 21,1% nel 1980 e del 18,7 nel 1981. . Essa ebbe importanti cause interne che si aggiunsero all'aumento dei prezzi internazionali: le forti tensioni sul mercato del lavoro, l'incremento della spesa pubblica non accompagnato da

incremento delle entrate, la scarsa concorrenza. Molto giocò il venir meno dell'effetto disciplina rappresentato dal sistema di cambi fissi.

La politica di stabilizzazione dei corsi dei titoli, divenuta troppo onerosa, fu abbandonata. Al fine di conciliare il sostegno degli investimenti con il controllo della domanda interna, e di contenere l'aumento dei tassi di interesse, nel 1973 furono introdotti strumenti amministrativi di controllo del credito (massimale sugli impieghi, vincolo di portafoglio) e controlli valutari. L'indirizzo tendenzialmente restrittivo della condotta monetaria fu rivolto in Italia, come in altri paesi industriali, verso obiettivi intermedi di tipo quantitativo (credito totale interno) esplicitamente dichiarati.

Nel dicembre 1978 l'Italia aderì al Sistema Monetario Europeo (SME). Essa ottenne che la banda di oscillazione entro cui poteva fluttuare la lira fosse più ampia (6 per cento sopra o sotto la parità centrale) di quella consentita agli altri paesi (2,25 per cento) perché il differenziale di inflazione rispetto a questi ultimi, pur restringendosi, era ancora ampio.

L'azione di vigilanza fu volta a incoraggiare il rafforzamento patrimoniale, a migliorare gli assetti statutari e organizzativi delle istituzioni creditizie, a dare spazio alla concorrenza. Nella seconda parte del decennio furono estesi i controlli ispettivi e perfezionate le tecniche di analisi. Per far fronte alla crescente esigenza di coordinamento fra autorità nazionali in materia di supervisione bancaria, si giunse al "concordato di Basilea" del 1983. Successivamente, a partire dal 1985, l'inflazione si è assestata su livelli meno drammatici, ed ha oscillato intorno al 5 - 6 % annuo, come effetto di un rallentamento ciclico e non per effetto di specifiche misure di rilancio dell'economia. Se si analizza il decennio 1986-1995 emerge che il tasso di inflazione è rimasto sostanzialmente invariato, sia prima che dopo l'abolizione del meccanismo di adeguamento automatico dei salari.

Ecco perché si è scelto come anno suddivisorio il 1985.

Tutto quello che è stato raccontato finora è ben visibile anche nella tabella sottostante, riportante la serie dell'inflazione dal 1970 al 2007.

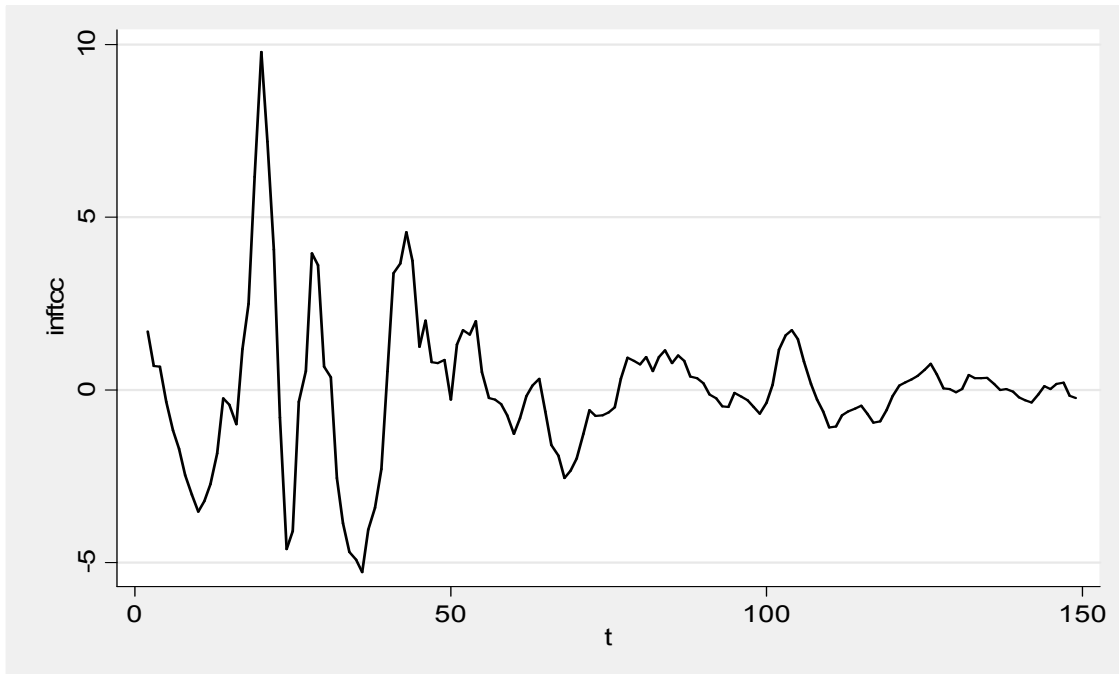


Grafico 6.1 inflazione : 1970:1- 2007:3 (dati oecd)

All'interno della serie vi sono dei break strutturali, dovuti alla crisi del petrolio della fine degli anni '70 che hanno avuto anch'essi ripercussioni sull'inflazione. Dal grafico della serie riportato si nota l'andamento vertiginoso dell'inflazione durante gli anni settanta ottanta. Le stime dei modelli con il campione suddiviso in due sono riportate nelle tabelle 5.2 e 5.3

	'70-'84	'85-'07		'70-'84	'85-'07		'70-'84	'85-'07
inf t-1	.496934 ***	.460774 ***	inf t-1	.625511 ***	.416974 ***	inf t-1	.55314 ***	.39759 ***
inf t	.595027 *** *****	.632056 ***	inf t+1	.511082 ***	.712268 ***	inf t+1	.636556 ***	.71265 ***
labor t	.227486	-.03083	outputg.	-.01362	-.02404	tassot	.727379 ***	-.02581

Tabella 6.1

	'70-'83	'84-'07		'70-'83	'84-'07		'70-'83	'84-'07
inf t-1	.434984 ***	.446060 ***	inf t-1	.500533	.416157	inf t-1	.522851	.401052 4
inft	.710977 ***	.651686 ***	inft (pil)	.640028	.688884	inft(tasso)	.589479	.710711 1
labort- 1	54.0858 *	4.31969						

Tabella 6.2

Le tabelle 6.1 6.2 evidenziano una netta instabilità strutturale da parte dei coefficienti delle variabili proxy.

A differenza dei parametri dell'inflazione ritardata e dell'aspettativa che si mantengono costanti nel tempo essi cambiano da un periodo con l'altro, nel segno ed in quantità; addirittura la significatività di alcuni parametri (labour share e il tasso di disoccupazione) presenta delle variazioni tra il primo decennio e l'ultimo ventennio. Questo è dovuto senza dubbi ai disagi e ai problemi che si sono verificati all'inizio degli anni settanta, la cui inflazione ha avuto delle impennate, le cui motivazioni sono state ampiamente presentate nella sezione precedentemente.

Dividendo il campione si evince che l'inflazione corrente viene influenzata in modo differente dalle variabili nei due periodi descritti.

CONCLUSIONI

La New Keynesian Phillips curve è nata grazie ad un'intuizione, confermata dall'analisi empirica, di due grandi economisti, che con il loro elaborato hanno cambiato la storia della teoria economica: Keynes e Phillips.

L'"ibrido" della curva è stato proposto per la prima volta da Gertler e Galì in un loro paper, nel quale espongono la possibilità, per i dati americani, di inserire nella curva, sia il primo ritardo dell'inflazione, sia la propria aspettativa.

Come accennato nel percorso di questa tesi, le conclusioni degli economisti sovra citati sono inerenti ai dati statunitensi ed inglesi con particolare margine di diffidenza per la zona europea.

Dopo l'analisi empirica effettuata, posso affermare che non vi sia una particolare conformità del modello ai dati italiani nel periodo preso in esame e che la presenza di strumenti deboli getta le basi per ulteriori ricerche in questa direzione.

L'unico buon modello che spiega l'inflazione corrente è quello in cui non sono presenti i costi marginali, ma solo la ritardata e l'aspettativa dell'inflazione.

Per quanto concerne i modelli stimati con le varie proxy, invece, non si può affermare nulla di certo, poichè la scelta di una variabile proxy rispetto ad un'altra è da considerarsi soggettiva, relativa alle discriminanti utilizzate nei lavori futuri.

BIBLIOGRAFIA

Anderson S. (2006) “ Solving linear rational expectation models: a Horse rase ”. *Paper*

Calvo, G. A. (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework,”
Journal of Monetary Economics

Cappuccio N., Orsi R., (2005) *Econometria*. Il mulino

Galí, J. and M. Gertler (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis.
Journal of Monetary Economics

Galí, J., M. Gertler, and D. López-Salido (2005). Robustness of estimates of the hybrid
New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Monetary Economics*

Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*. Princeton University Press.

Holland. Clarida, R., Galí, J., and Gertler, M. (2000), “Monetary Policy Rules and
Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory,” *Quarterly Journal
of Economics*

Kleibergen, F., and Mavroeidis, S. (2008), “Inference on Subsets of Parameters in GMM
Without Assuming Identification,” *working paper, Brown University*.

Kleibergen, F., and Paap, R. (2006), “Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular
Value Decomposition,” *Journal of Econometrics*.

Kleibergen F. e Mavroeidis S. (2008), “ Weak instrument robust test in GMM and the new
keynesian Phillips curve ”. *Journal of Economics*

Kleibergen F. (2008) , “ Size correct subset statistics for the linear IV regression model ”.
Journal of Economics

Lucas, R. E. J. (1976), “Econometric Policy Evaluation: A Critique,” in *The
Philips Curve and Labor Markets. Carnegie–Rochester Conference Series
on Public Policy*, eds. K. Brunner and A. Meltzer

Moreira, M. J. (2001), “Tests with Correct Size When Instruments Can Be Arbitrarily Weak,” *unpublished manuscript, University of California Berkeley, Dept. of Economics*.

Pesaran, M. H. (1987), *The Limits to Rational Expectations*, Oxford: Blackwell Publishers.

Shea, J. 1997. Instrument relevance in multivariate linear models: A simple measure. *Review of Economics & Statistics*

Stock, J. H., and Yogo, M. (2001), “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression,” *unpublished manuscript, Harvard University*

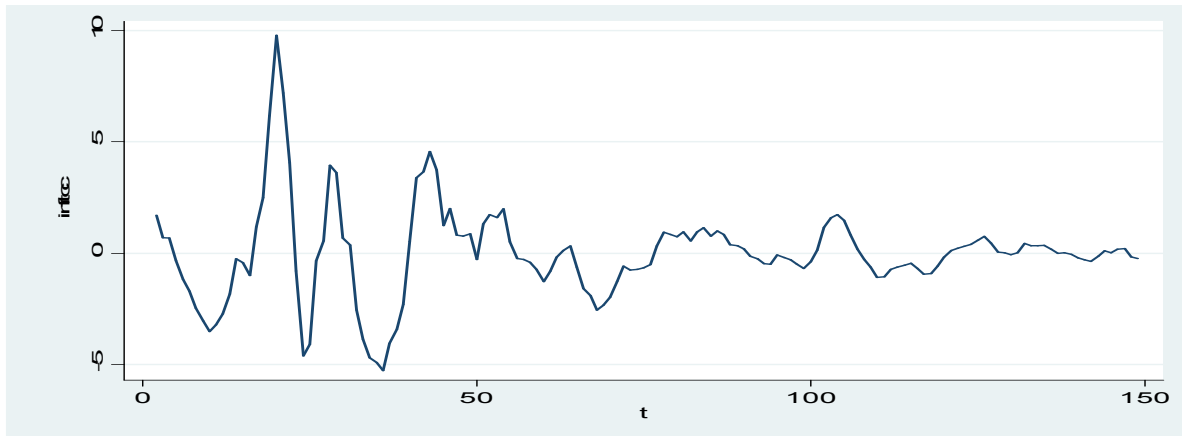
Stock, J. H., Wright, J. H., and Yogo, M. (2002), “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments,” *Journal of Business & Economic Statistics*

Stock, J. H., and Wright, J. H. (2000), “GMM With Weak Identification,” *Econometrica*, 68, 1055–1096.

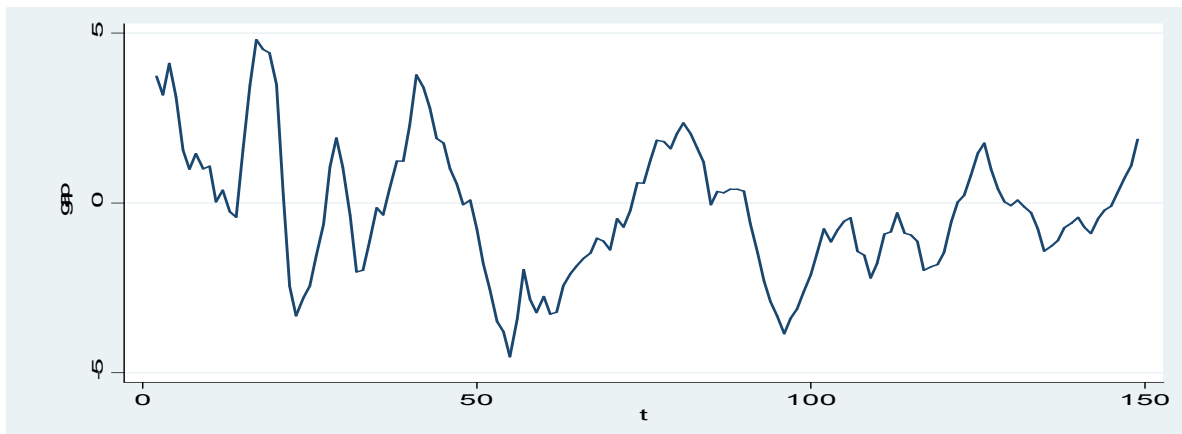
Stock, J. H., and Yogo, M. (2001), “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression,” *unpublished manuscript, Harvard University*

Appendice A

MODELLO CON IL CICLO DELL'INFLAZIONE



GAP



```
Ivreg29 infcc 1.infcc gap ( f.infcc = 1.gap 12.gap 13.gap 12.infcc 13.infcc),
bw (5) gmm2s endog ( f.infcc)
```

GMM estimation 2-Step

Estimates efficient for arbitrary autocorrelation

Statistics robust to autocorrelation

kernel=Bartlett; bandwidth= 5

time variable (t): t

	Number of obs =	144
	F(3, 140) =	641.87
	Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS =	599.7521017	Centered R2 = 0.6139
Total (uncentered) SS =	599.9137379	Uncentered R2 = 0.6139
Residual SS =	51.64677805	Root MSE = .5989

	inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
--	--------	-------	-----------	---	------	----------------------

-----+-----

	inftcc					
	F1.	.6530459	.0496955	13.14	0.000	.5556445 .7504474
	L1.	.4920013	.0308454	15.95	0.000	.4315454 .5524573
	gap	-.0284639	.029379	-0.97	0.333	-.0860457 .0291178
	_cons	-.0077681	.0392627	-0.20	0.843	-.0847216 .0691855

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 25.930

Chi-sq(5) P-val = 0.0001

```

-----
Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic):          12.116
                        (Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):      7.789
Stock-Yogo weak ID test critical values:  5% maximal IV relative bias  18.37
                                           10% maximal IV relative bias  10.83
                                           20% maximal IV relative bias   6.77
                                           30% maximal IV relative bias   5.25
                                           10% maximal IV size           26.87
                                           15% maximal IV size           15.09
                                           20% maximal IV size           10.98
                                           25% maximal IV size            8.84

```

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

```

-----
Sargan statistic (overidentification test of all instruments):      4.921
                        Chi-sq(4) P-val =      0.2955
-endog- option:
Endogeneity test of endogenous regressors:                          7.900
                        Chi-sq(1) P-val =      0.0049

```

Regressors tested: F.inftcc

```

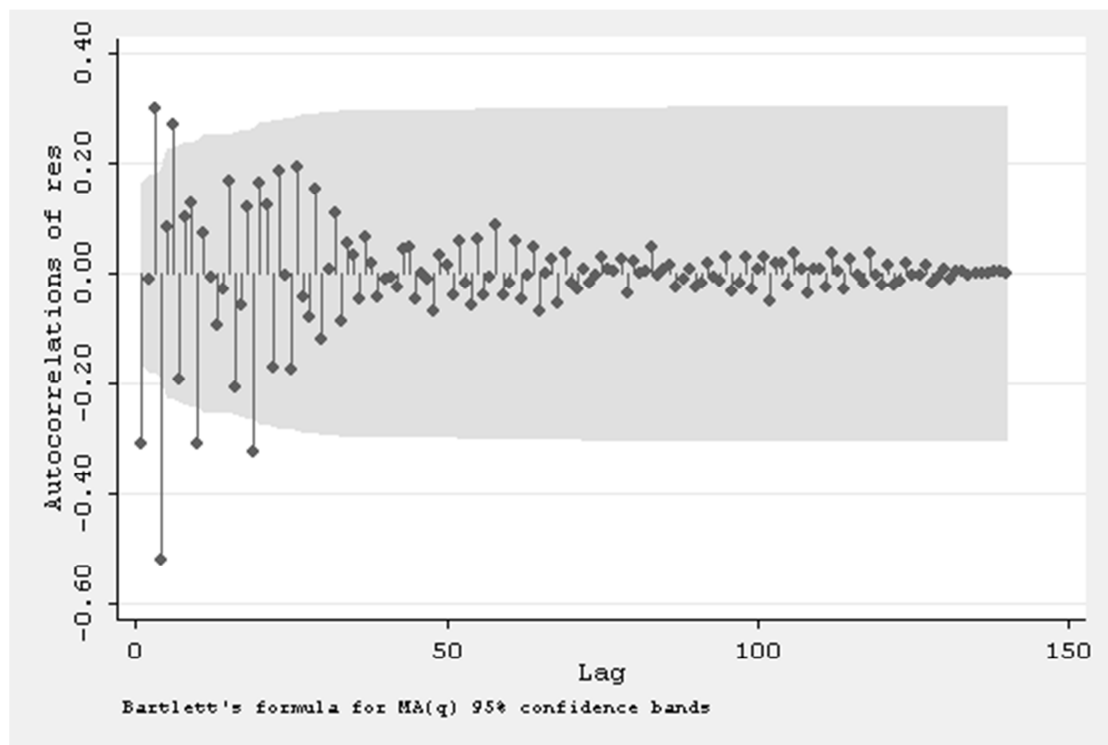
-----
Instrumented:          F.inftcc

```

Included instruments: L.inftcc gap

Excluded instruments: L.gap L2.gap L2.inftcc L3.inftcc L3.gap

```
. ranktest (f.inftcc) ( 1.gap 12.gap 12.inftcc 13.inftcc 13.gap ), bw(5)
```



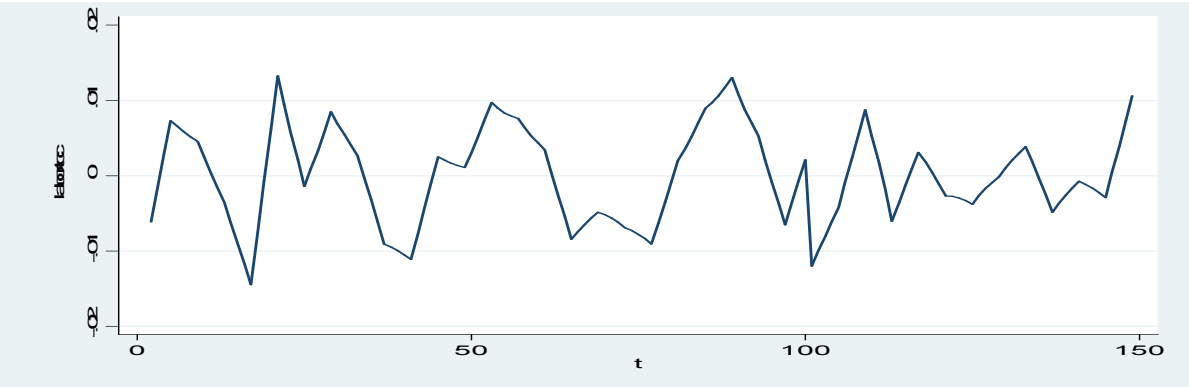
Kleibergen-Paap rk LM test of rank of matrix

Test statistic robust to autocorrelation

Kernel: Bartlett Bandwidth: 5

Test of rank= 0 rk= 28.40 Chi-sq(5) pvalue=0.000030

LABORTCC



```
. ivreg29 inftcc 1.inftcc labortcc (f.inftcc= 1.labortcc 12.labortcc 12.inftcc 13
> .inftcc 13.labortcc ), gmm2s endog(f.inftcc) bw(5) orthog(labortcc)
```

2-Step GMM estimation

Estimates efficient for arbitrary autocorrelation

Statistics robust to autocorrelation

kernel=Bartlett; bandwidth= 5

time variable (t): t

		Number of obs =	144
		F(3, 140) =	701.65
		Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS	=	599.7521017	Centered R2 = 0.9147
Total (uncentered) SS	=	599.9137379	Uncentered R2 = 0.9147
Residual SS	=	51.17751848	Root MSE = .5962

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.650371	.0425417	15.29	0.000	.5669907	.7337513
L1.	.4753654	.0335857	14.15	0.000	.4095387	.5411921
labortcc	12.81152	8.103731	1.58	0.114	-3.071496	28.69454
cons	.0003028	.035062	0.01	0.993	-.0684174	.069023

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 30.216

Chi-sq(5) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 15.611

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 10.506

Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias 18.37

10% maximal IV relative bias 10.83

20% maximal IV relative bias 6.77

30% maximal IV relative bias 5.25

10% maximal IV size 26.87

15% maximal IV size 15.09

20% maximal IV size 10.98

25% maximal IV size 8.84

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 8.295

Chi-sq(4) P-val = 0.0813

-orthog- option:

Sargan statistic (eqn. excluding suspect orthogonality conditions): 5.732

Chi-sq(3) P-val = 0.1254

C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments): 2.564

Chi-sq(1) P-val = 0.1093

Instruments tested: labortcc

-endog- option:

Endogeneity test of endogenous regressors: 9.338

Chi-sq(1) P-val = 0.0022

Regressors tested: F.inftcc

Instrumented: F.inftcc

Included instruments: L.inftcc labortcc

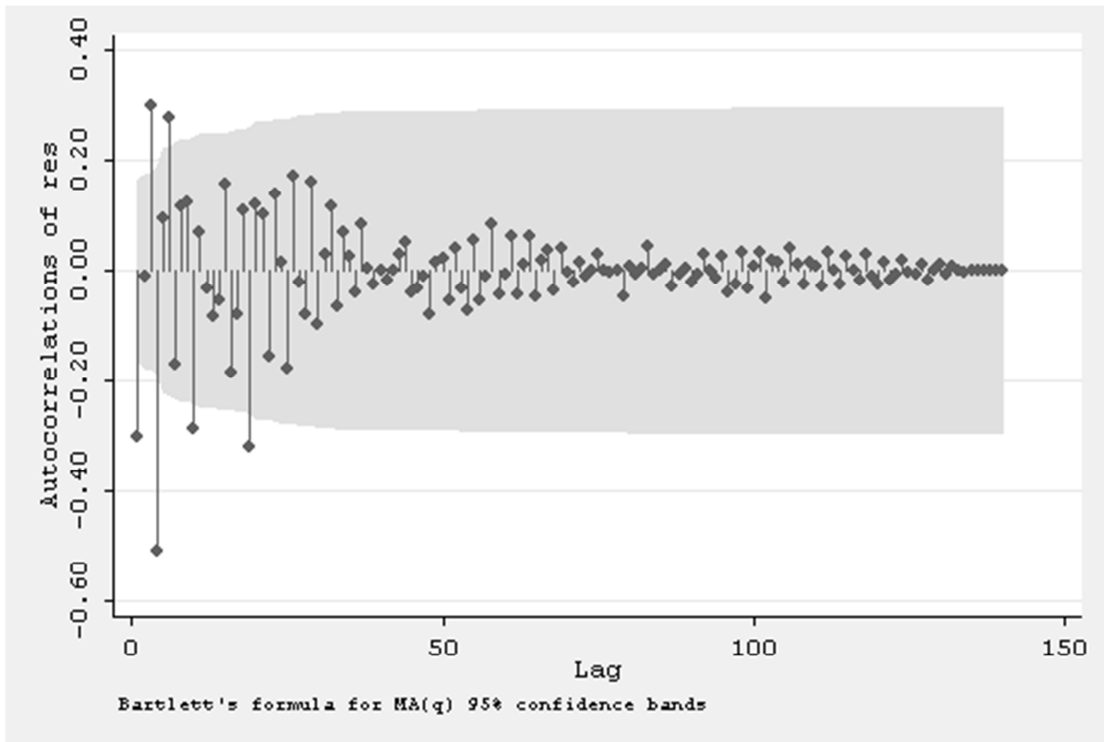
Excluded instruments: L.labortcc L2.labortcc L2.inftcc L3.inftcc L3.labortcc

. ivhetttest

IV heteroskedasticity test(s) using levels of IVs only

Ho: Disturbance is homoskedastic

Pagan-Hall general test statistic : 10.623 Chi-sq(7) P-value = 0.1559



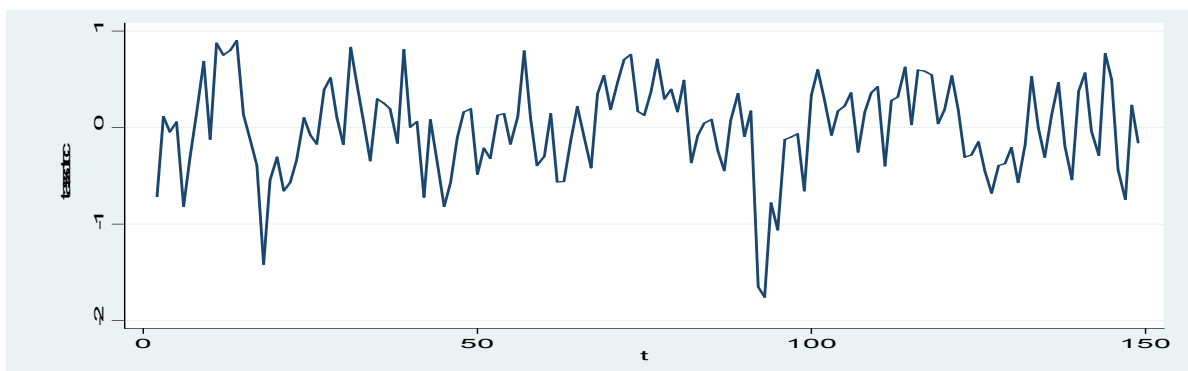
Kleibergen-Paap rk LM test of rank of matrix

Test statistic robust to autocorrelation

Kernel: Bartlett Bandwidth: 5

Test of rank= 0 rk= 31.84 Chi-sq(5) pvalue=0.000006

TASSO DI DISOCCUPAZIONE



```
. ivreg29 inftcc 1.inftcc tassotcc (f.inftcc= 1.tassotcc 12.tassotcc 12.inftcc 13
```

```
> .inftcc l3.tassotcc ), gmm2s endog(f.inftcc) bw(5) orthog(tassotcc)
```

2-Step GMM estimation

Estimates efficient for arbitrary autocorrelation

Statistics robust to autocorrelation

kernel=Bartlett; bandwidth= 5

time variable (t): t

		Number of obs =	144
		F(3, 140) =	682.34
		Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS	=	599.7521017	Centered R2 = 0.9168
Total (uncentered) SS	=	599.9137379	Uncentered R2 = 0.9168
Residual SS	=	49.91820252	Root MSE = .5888

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
--------	-------	-----------	---	------	----------------------	--

-----+-----

inftcc						
--------	--	--	--	--	--	--

F1.	.6469349	.0387792	16.68	0.000	.5709291	.7229406
-----	----------	----------	-------	-------	----------	----------

L1.	.5080197	.0280013	18.14	0.000	.4531382	.5629012
-----	----------	----------	-------	-------	----------	----------

tassotcc	.2254453	.0933798	2.41	0.016	.0424242	.4084665
----------	----------	----------	------	-------	----------	----------

_cons	.0009442	.0369457	0.03	0.980	-.0714681	.0733565
-------	----------	----------	------	-------	-----------	----------

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 30.392

Chi-sq(5) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 16.769

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 10.534

Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias 18.37

10% maximal IV relative bias 10.83

20% maximal IV relative bias 6.77

30% maximal IV relative bias 5.25

10% maximal IV size 26.87

15% maximal IV size 15.09

20% maximal IV size 10.98

25% maximal IV size 8.84

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.572

Chi-sq(4) P-val = 0.9662

-orthog- option:

Sargan statistic (eqn. excluding suspect orthogonality conditions): 0.466

Chi-sq(3) P-val = 0.9262

C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments): 0.105

Chi-sq(1) P-val = 0.7454

Instruments tested: tassotcc

-endog- option:

Endogeneity test of endogenous regressors: 10.339

Chi-sq(1) P-val = 0.0013

Regressors tested: F.inftcc

Instrumented: F.inftcc

Included instruments: L.inftcc tassotcc

Excluded instruments: L.tassotcc L2.tassotcc L2.inftcc L3.inftcc L3.tassotcc

. ivhetteest

IV heteroskedasticity test(s) using levels of IVs only

Ho: Disturbance is homoskedastic

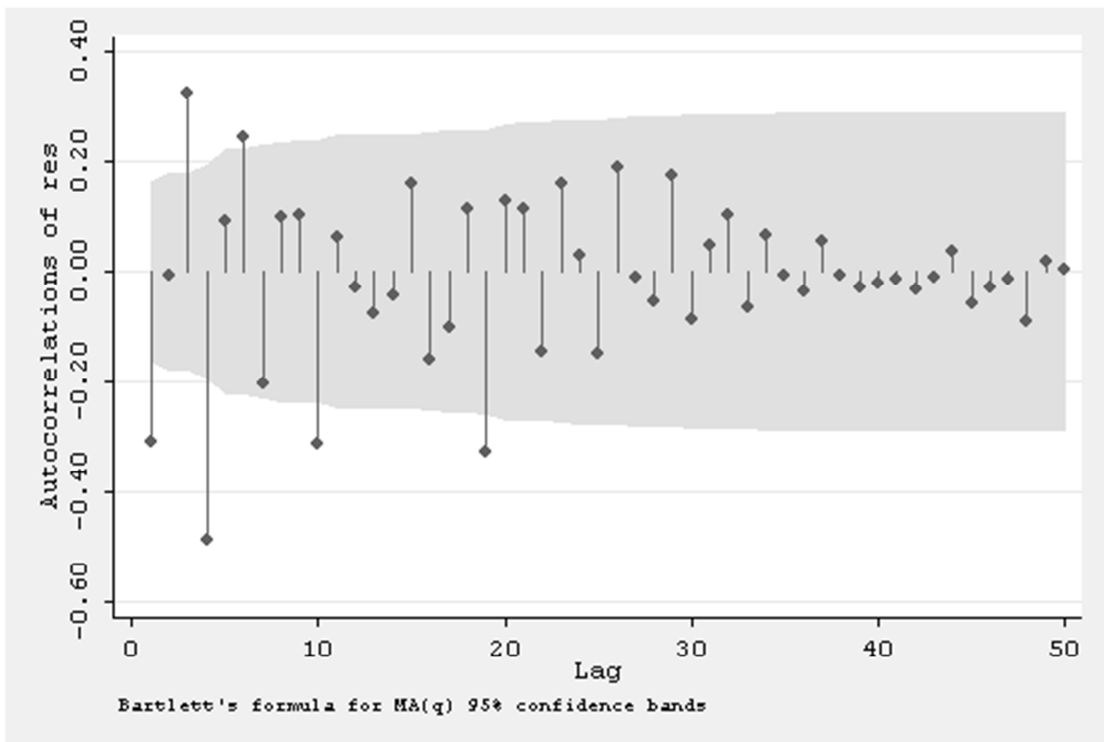
Pagan-Hall general test statistic : 8.463 Chi-sq(7) P-value = 0.2935

ivactest

Cumby-Huizinga test with H0: errors nonautocorrelated at order 1

Test statistic: 7.4996707

Under H0, Chi-sq(1) with p-value: .00617103



```
. ranktest (f.inftcc) (l.tassotcc l2.tassotcc l2.inftcc l3.inftcc l3.tassotcc ),
> bw(5)
```

Kleibergen-Paap rk LM test of rank of matrix

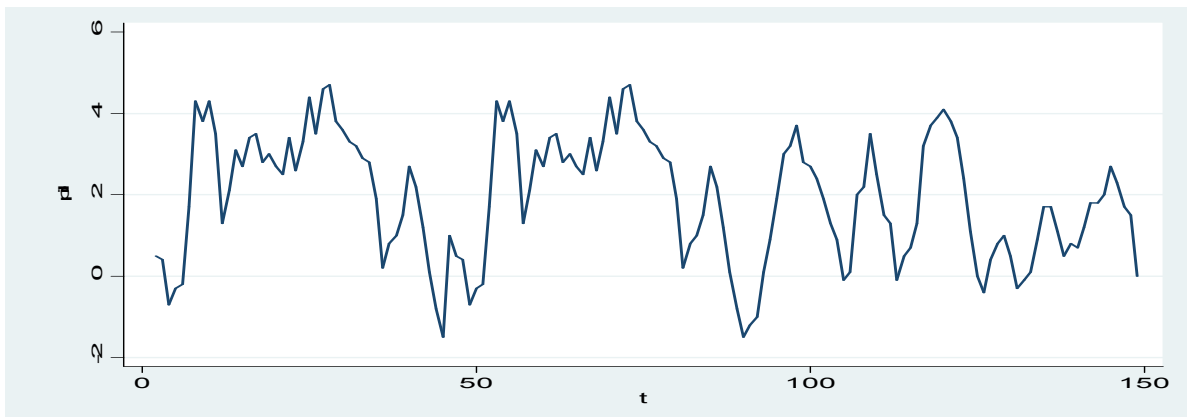
Test statistic robust to autocorrelation

Kernel: Bartlett Bandwidth: 5

Test of rank= 0 rk= 27.24 Chi-sq(5) pvalue=0.000051

.

BUONA ALTERNATIVA



```
ivreg29 inftcc l.inftcc (f.inftcc = l.pil l2.inftcc l3.inftcc l3.pil pil ), gm
> m2s endog(f.inftcc) bw(5) orthog(l.pil)
```

2-Step GMM estimation

Estimates efficient for arbitrary autocorrelation

Statistics robust to autocorrelation

kernel=Bartlett; bandwidth= 5

time variable (t): t

	Number of obs =	144
	F(2, 141) =	939.25
	Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS	=	599.7521017
Total (uncentered) SS	=	599.9137379
Residual SS	=	51.87375107
	Centered R2 =	0.9135
	Uncentered R2 =	0.9135
	Root MSE =	.6002

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.6507709	.0423213	15.38	0.000	.5678227	.7337191
L1.	.4897511	.0295886	16.55	0.000	.4317586	.5477437
_cons	.0015533	.0378395	0.04	0.967	-.0726107	.0757173

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 27.895

Chi-sq(5) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 14.681

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 9.163

Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias 18.37

10% maximal IV relative bias 10.83

20% maximal IV relative bias 6.77

30% maximal IV relative bias 5.25

10% maximal IV size 26.87

15% maximal IV size 15.09

20% maximal IV size 10.98

25% maximal IV size 8.84

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 1.319

Chi-sq(4) P-val = 0.8582

-orthog- option:

Sargan statistic (eqn. excluding suspect orthogonality conditions): 0.807

Chi-sq(3) P-val = 0.8478

C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments): 0.512

Chi-sq(1) P-val = 0.4743

Instruments tested: L.pil

-endog- option:

Endogeneity test of endogenous regressors: 10.133

Chi-sq(1) P-val = 0.0015

Regressors tested: F.inftcc

Instrumented: F.inftcc

Included instruments: L.inftcc

Excluded instruments: L.pil L2.inftcc L3.inftcc L3.pil pil

ivhetttest

IV heteroskedasticity test(s) using levels of IVs only

Ho: Disturbance is homoskedastic

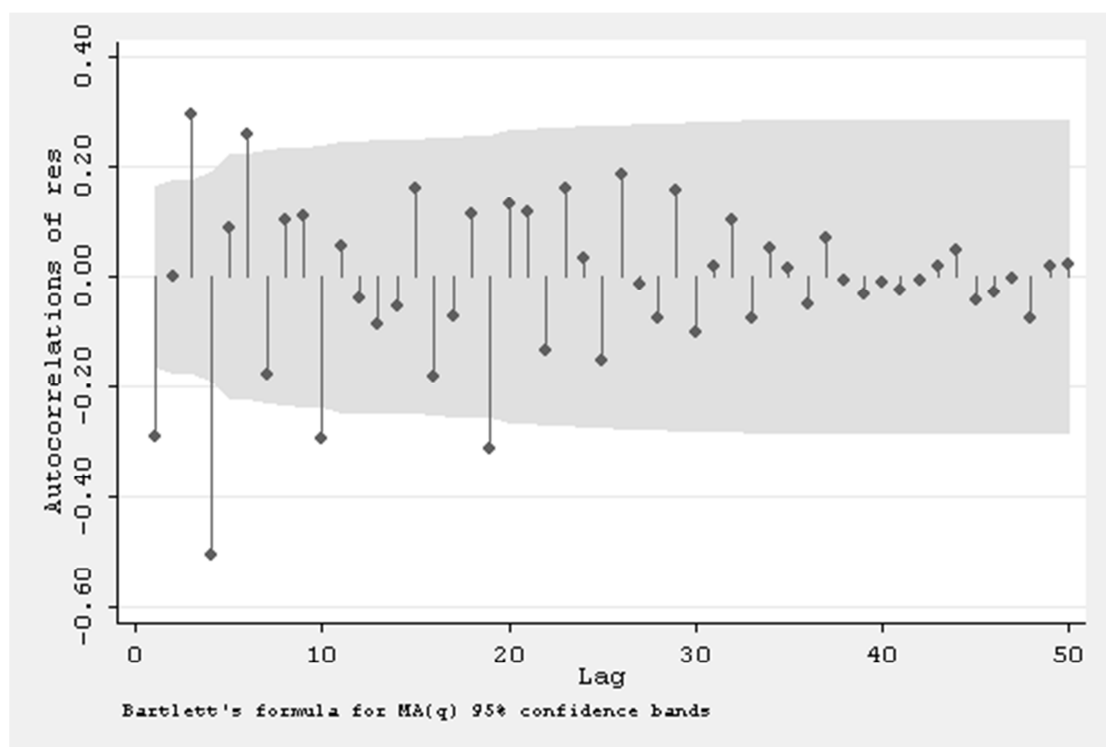
Pagan-Hall general test statistic : 14.194 Chi-sq(6) P-value = 0.0275

. ivactest

Cumby-Huizinga test with H_0 : errors nonautocorrelated at order 1

Test statistic: 6.1048824

Under H_0 , Chi-sq(1) with p-value: .01348089



MODELLO ALTERNATIVO

```
ivreg29 inftcc l.inftcc (f.inftcc = l3.inftcc l2.inftcc tassotcc l.tassotcc
> ), gmm2s endog(f.inftcc) bw(5) orthog(l3.inftcc)
```

2-Step GMM estimation

Estimates efficient for arbitrary autocorrelation

Statistics robust to autocorrelation

kernel=Bartlett; bandwidth= 5

time variable (t): t

Number of obs = 144

F(2, 141) = 1018.08

Prob > F = 0.0000

Total (centered) SS = 599.7521017

Centered R2 = 0.9158

Total (uncentered) SS = 599.9137379

Uncentered R2 = 0.9159

Residual SS = 50.48191268

Root MSE = .5921

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.6334061	.039071	16.21	0.000	.5568284	.7099838
L1.	.4983046	.0277756	17.94	0.000	.4438654	.5527438
_cons	.0007036	.0356943	0.02	0.984	-.069256	.0706632

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 29.445

Chi-sq(4) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 21.393

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 19.197

Stock-Yogo weak ID test critical values:	5% maximal IV relative bias	16.85
	10% maximal IV relative bias	10.27
	20% maximal IV relative bias	6.71
	30% maximal IV relative bias	5.34
	10% maximal IV size	24.58
	15% maximal IV size	13.96
	20% maximal IV size	10.26
	25% maximal IV size	8.31

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 5.999

Chi-sq(3) P-val = 0.1117

-orthog- option:

Sargan statistic (eqn. excluding suspect orthogonality conditions): 5.998

Chi-sq(2) P-val = 0.0498

C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments): 0.000

Chi-sq(1) P-val = 0.9835

Instruments tested: L3.inftcc

-endog- option:

Endogeneity test of endogenous regressors: 7.781

Chi-sq(1) P-val = 0.0053

Regressors tested: F.inftcc

Instrumented: F.inftcc

Included instruments: L.inftcc

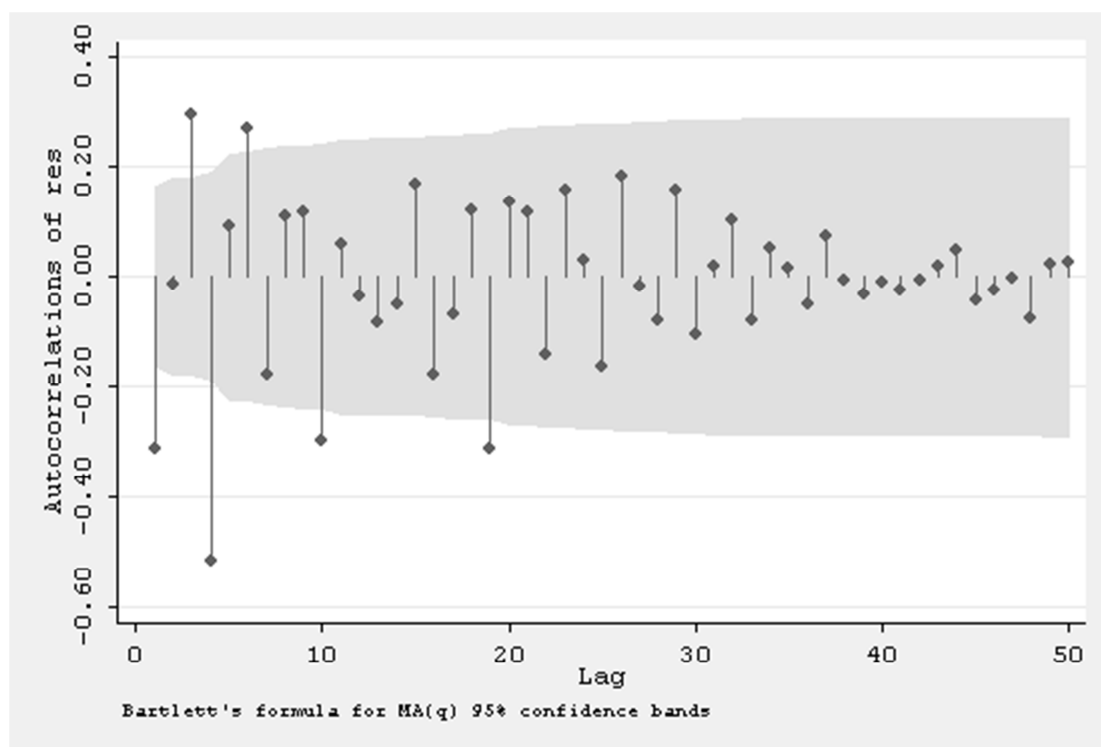
Excluded instruments: L3.inftcc L2.inftcc tassotcc L.tassotcc

. ivhetttest

IV heteroskedasticity test(s) using levels of IVs only

Ho: Disturbance is homoskedastic

Pagan-Hall general test statistic : 8.218 Chi-sq(5) P-value = 0.1446



MODELLO RITARDATO

```
ivreg29 inftcc l.inftcc l.labortcc (f.inftcc = l3.labortcc l3.inftcc l2.inftcc
> l1.labortcc l2.labortcc), gmm2s endog(f.inftcc) bw(5) orthog(l3.inftcc)
```

Warning - duplicate variables detected

Duplicates: L.labortcc

2-Step GMM estimation

Estimates efficient for arbitrary autocorrelation

Statistics robust to autocorrelation

kernel=Bartlett; bandwidth= 5

time variable (t): t

		Number of obs =	144
		F(3, 140) =	594.16
		Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS	=	599.7521017	Centered R2 = 0.9084
Total (uncentered) SS	=	599.9137379	Uncentered R2 = 0.9085
Residual SS	=	54.91327551	Root MSE = .6175

	inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
--	--------	-------	-----------	---	------	----------------------

-----+-----

	inftcc
--	--------

F1.	.6973234	.0570211	12.23	0.000	.5855642	.8090826
L1.	.4541453	.0400794	11.33	0.000	.3755911	.5326996

	labortcc
--	----------

L1.	20.22028	10.39942	1.94	0.052	-.1622182	40.60278
-----	----------	----------	------	-------	-----------	----------

_cons	.0014936	.0399273	0.04	0.970	-.0767625	.0797496
-------	----------	----------	------	-------	-----------	----------

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 25.758

Chi-sq(4) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 12.413

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 9.098

Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias 16.85

10% maximal IV relative bias 10.27

20% maximal IV relative bias 6.71

30% maximal IV relative bias 5.34

10% maximal IV size 24.58

15% maximal IV size 13.96

20% maximal IV size 10.26

25% maximal IV size 8.31

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 5.697

Chi-sq(3) P-val = 0.1273

-orthog- option:

Sargan statistic (eqn. excluding suspect orthogonality conditions): 5.443

Chi-sq(2) P-val = 0.0658

C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments): 0.254

Chi-sq(1) P-val = 0.6142

Instruments tested: L3.inftcc

-endog- option:

Endogeneity test of endogenous regressors: 11.549

Chi-sq(1) P-val = 0.0007

Regressors tested: F.inftcc

Instrumented: F.inftcc

Included instruments: L.inftcc L.labortcc

Excluded instruments: L3.labortcc L3.inftcc L2.inftcc L2.labortcc

Duplicates: L.labortcc

```
. ranktest (f.inftcc) (l3.labortcc l3.inftcc l2.inftcc l1.labortcc l2.labortcc), b
> w(5)
```

Kleibergen-Paap rk LM test of rank of matrix

Test statistic robust to autocorrelation

Kernel: Bartlett Bandwidth: 5

Test of rank= 0 rk= 31.84 Chi-sq(5) pvalue=0.000006

ivhetttest

IV heteroskedasticity test(s) using levels of IVs only

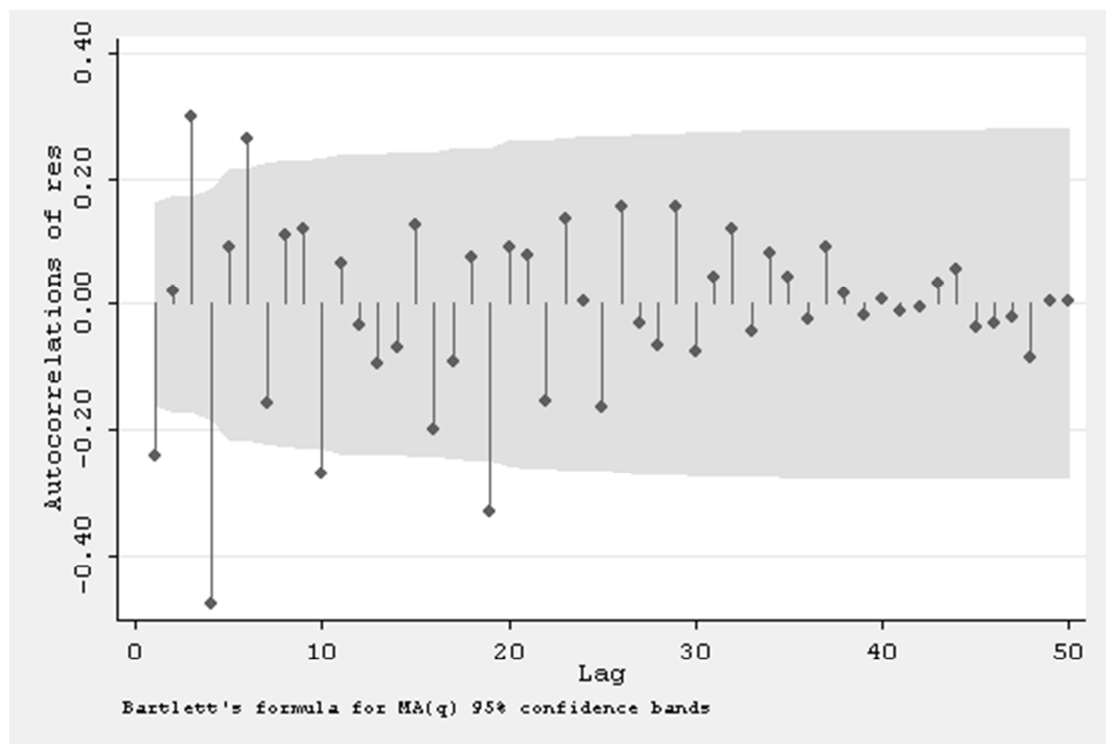
Ho: Disturbance is homoskedastic

Pagan-Hall general test statistic : 8.041 Chi-sq(6) P-value = 0.2351

Cumby-Huizinga test with H_0 : errors nonautocorrelated at order 1

Test statistic: 4.2787536

Under H_0 , Chi-sq(1) with p-value: .03859164



MODELLO CON L'ASPETTATIVA E BASTA

LABOURT SHARE

```
ivreg29 inftcc (f.inftcc labortcc= 12.labortcc 12.inftcc 13.inftcc 13.labor
> tcc ), gmm2s endog(labortcc) bw(5) orthog(12.inftcc)
```

2-Step GMM estimation

Estimates efficient for arbitrary autocorrelation

Statistics robust to autocorrelation

kernel=Bartlett; bandwidth= 5

time variable (t): t

		Number of obs =	144
		F(2, 141) =	49.74
		Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS	=	599.7521353	
		Centered R2 =	0.5605
Total (uncentered) SS	=	599.9137716	
		Uncentered R2 =	0.5606
Residual SS	=	263.5875771	
		Root MSE =	1.353

	inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----							
	inftcc						
	F1.	1.255528	.1259741	9.97	0.000	1.008623	1.502432
	labortcc	147.5411	33.63736	4.39	0.000	81.6131	213.4691
	_cons	.0031615	.1652639	0.02	0.985	-.3207498	.3270728

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 23.732

Chi-sq(3) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic):	15.146
(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):	8.484
Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias	11.04
10% maximal IV relative bias	7.56
20% maximal IV relative bias	5.57
30% maximal IV relative bias	4.73
10% maximal IV size	16.87
15% maximal IV size	9.93
20% maximal IV size	7.54
25% maximal IV size	6.28

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments):	3.518
Chi-sq(2) P-val =	0.1722

-orthog- option:

Sargan statistic (eqn. excluding suspect orthogonality conditions):	3.049
Chi-sq(1) P-val =	0.0808

C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments):	0.469
Chi-sq(1) P-val =	0.4935

Instruments tested: L2.inftcc

-endog- option:

Endogeneity test of endogenous regressors:	21.620
Chi-sq(1) P-val =	0.0000

Regressors tested: labortcc

Instrumented: F.inftcc labortcc

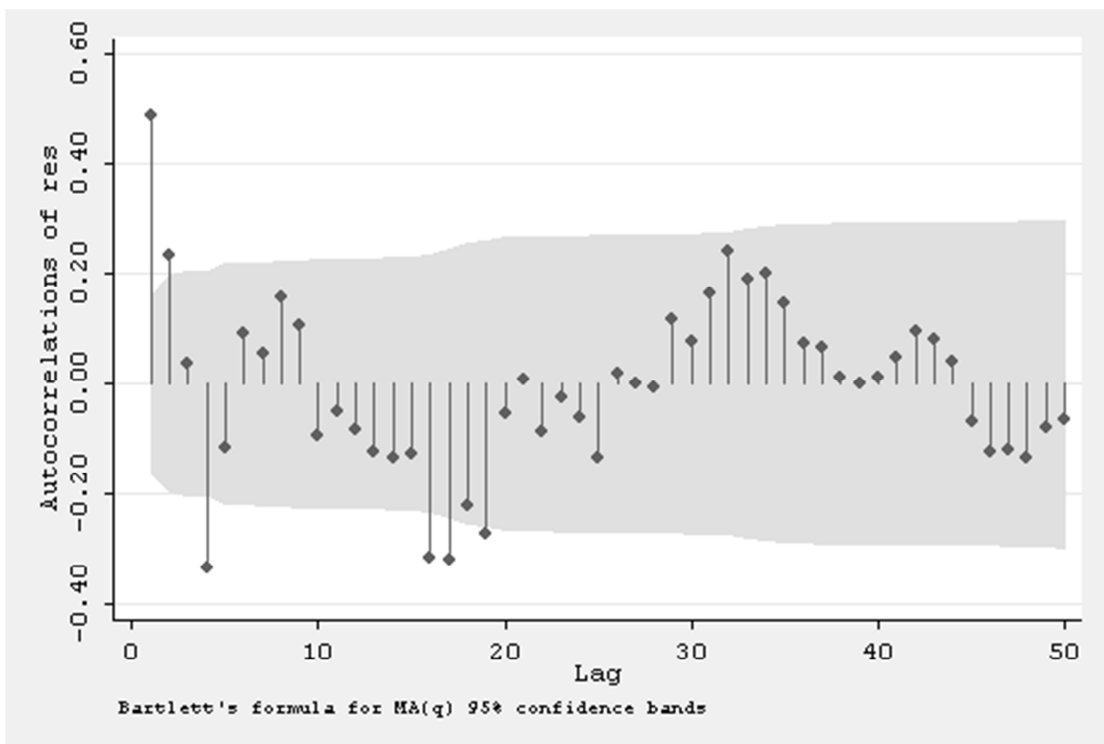
Excluded instruments: L2.labortcc L2.inftcc L3.inftcc L3.labortcc

. ivactest

Cumby-Huizinga test with H0: errors nonautocorrelated at order 1

Test statistic: 17.310301

Under H0, Chi-sq(1) with p-value: .00003175



TASSO DI DISOCCUPAZIONE

```
ivreg29 inftcc tassotcc (f.inftcc= 1.tassotcc 12.tassotcc 12.inftcc 13.inftcc
> 13.tassotcc ), gmm2s endog(f.inftcc) bw(5) orthog(tassotcc)
```

2-Step GMM estimation

Estimates efficient for arbitrary autocorrelation

Statistics robust to autocorrelation

kernel=Bartlett; bandwidth= 5

time variable (t): t

	Number of obs =	144
	F(2, 141) =	54.48
	Prob > F =	0.0000
Total (centered) SS =	599.7521353	Centered R2 = 0.6326
Total (uncentered) SS =	599.9137716	Uncentered R2 = 0.6327
Residual SS =	220.3261312	Root MSE = 1.237

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
inftcc					
F1.	1.120718	.1111674	10.08	0.000	.9028341 1.338602
tassotcc	.1110757	.2412186	0.46	0.645	-.3617041 .5838554
_cons	.003628	.1293246	0.03	0.978	-.2498436 .2570995

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 28.032

Chi-sq(5) P-val = 0.0000

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 12.662

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic):	8.101
Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias	18.37
10% maximal IV relative bias	10.83
20% maximal IV relative bias	6.77
30% maximal IV relative bias	5.25
10% maximal IV size	26.87
15% maximal IV size	15.09
20% maximal IV size	10.98
25% maximal IV size	8.84

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments):	28.645
Chi-sq(4) P-val =	0.0000

-orthog- option:

Sargan statistic (eqn. excluding suspect orthogonality conditions):	26.798
Chi-sq(3) P-val =	0.0000

C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments):	1.847
Chi-sq(1) P-val =	0.1741

Instruments tested: tassotcc

-endog- option:

Endogeneity test of endogenous regressors:	12.306
Chi-sq(1) P-val =	0.0005

Regressors tested: F.inftcc

Instrumented: F.inftcc

Included instruments: tassotcc

Excluded instruments: L.tassotcc L2.tassotcc L2.inftcc L3.inftcc L3.tassotcc

 . ivhetttest

IV heteroskedasticity test(s) using levels of IVs only

Ho: Disturbance is homoskedastic

Pagan-Hall general test statistic : 12.534 Chi-sq(6) P-value = 0.0511

ivaactest

Cumby-Huizinga test with H0: errors nonautocorrelated at order 1

Test statistic: 17.621763

Under H0, Chi-sq(1) with p-value: .00002695

1970-1983

	inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----							
	inftcc						
	F1.	.5950279	.0552231	10.77	0.000	.4867926	.7032631
	L1.	.4969346	.0529312	9.39	0.000	.3931913	.6006778
	labortcc	0.2274867	20.13765	1.13	0.259	-16.7204	62.21774
	_cons	-.035539	.0887357	-0.40	0.689	-.2094577	.1383798

1984-2007

	inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
--	--------	-------	-----------	---	------	----------------------	--

```

-----+-----
      inftcc |
            F1. |   .6320562   .0618582   10.22   0.000   .5108163   .7532961
            L1. |   .4607745   .049136   9.38   0.000   .3644698   .5570792
      labortcc |  -0.03083288   3.466183   -0.89   0.374   -9.876882   3.710306
      _cons   |   .0077241   .0166829           0.46   0.643   -.0249738
.040422007

```

```

      inftcc |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]

```

1970-1983

```

      inftcc |
            F1. |   .6365568   .0479732   13.27   0.000   .542531   .7305826
            L1. |   .5531403   .0378724   14.61   0.000   .4789117   .6273689
      tassotcc |   .7273793   .2567481    2.83   0.005   .2241624   1.230596
      _cons   |  -.0157142   .0948716   -0.17   0.868   -.2016591   .1702306

```

1984-2007

```

-----+-----
      inftcc |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]

```

```

-----+-----
      inftcc |
            F1. |   .7126587   .0766685    9.30   0.000   .5623913   .8629262
            L1. |   .3975936   .0601839    6.61   0.000   .2796354   .5155518
      tassotcc |  -.0258142   .0457195   -0.56   0.572   -.1154229   .0637944
      _cons   |   .0102142   .0225977    0.45   0.651   -.0340765   .0545049

```

1970-1983

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.6255111	.0801023	7.81	0.000	.4685133	.7825088
L1.	.5110821	.0493649	10.35	0.000	.4143286	.6078356
gap	-.0136229	.0691058	-0.20	0.844	-.1490679	.121822
_cons	-.0172541	.1086141	-0.16	0.874	-.2301339	.1956256

1984-2007

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.7122686	.0732974	9.72	0.000	.5686084	.8559288
L1.	.4169745	.0532597	7.83	0.000	.3125874	.5213616
gap	-.0240429	.0184296	-1.30	0.192	-.0601643	.0120785
_cons	-.0029673	.0237816	-0.12	0.901	-.0495783	.0436438

1970-1983

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.640028	.0652236	9.81	0.000	.512192	.767864
L1.	.5005336	.0454866	11.00	0.000	.4113816	.5896857
_cons	-.0237191	.0949232	-0.25	0.803	-.2097651	.1623269

1984-2007

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.6888842	.071678	9.61	0.000	.5483979	.8293704
L1.	.4161576	.0551328	7.55	0.000	.3080992	.5242159
_cons	.009775	.0204417	0.48	0.633	-.03029	.0498401

1970-1983

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.5894798	.0526269	11.20	0.000	.486333	.6926266
L1.	.5228515	.039505	13.24	0.000	.445423	.6002799
_cons	-.0229797	.0823801	-0.28	0.780	-.1844417	.1384823

1984-2007

-----+-----						
inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	.7107111	.0777942	9.14	0.000	.5582374	.8631849
L1.	.4010524	.0599728	6.69	0.000	.2835078	.518597
_cons	.0100785	.0221131	0.46	0.649	-.0332625	.0534194

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
-----+-----					

1970-1983

inftcc						
F1.	.7109777	.0933679	7.61	0.000	.52798	.8939754
L1.	.4349842	.0677159	6.42	0.000	.3022634	.567705
labortcc						
L1.	54.08585	30.27973	1.79	0.074	-5.261324	113.433
_cons	-.0589423	.0834375	-0.71	0.480	-.2224767	.1045922

1984-2007

time variable (t): t

Number of obs = 88

F(3, 84) = 515.98

Prob > F = 0.0000

Total (centered) SS = 55.19789368

Centered R2 = 0.9468

Total (uncentered) SS = 55.87021115

Uncentered R2 = 0.9475

Residual SS = 2.934288161

Root MSE = .1826

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
-----+-----					

inftcc |

F1.	.6516865	.0624696	10.43	0.000	.5292483	.7741247
L1.	.4460608	.048718	9.16	0.000	.3505754	.5415463

labortcc |

L1.	-4.319694	3.503207	-1.23	0.218	-11.18585	2.546465
_cons	.0069005	.0184982	0.37	0.709	-.0293552	.0431563

Number of obs = 52

F(2, 49) = 27.94

Prob > F = 0.0000

Total (centered) SS = 541.0253756

Centered R2 = 0.6433

Total (uncentered) SS = 541.621663

Uncentered R2 = 0.6437

Residual SS = 193.0066045

Root MSE = 1.927

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
--------	-------	-----------	---	------	----------------------	--

inftcc |

F1.	1.170596	.154281	7.59	0.000	.8682111	1.472982
labortcc	280.7516	67.12457	4.18	0.000	149.1898	412.3133
_cons	-.2208414	.3763959	-0.59	0.557	-.9585638	.5168811

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 10.020

Chi-sq(3) P-val = 0.0184

Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 8.142

(Kleibergen-Paap rk Wald F statistic): 4.044

Stock-Yogo weak ID test critical values:	5% maximal IV relative bias	11.04
	10% maximal IV relative bias	7.56
	20% maximal IV relative bias	5.57
	30% maximal IV relative bias	4.73
	10% maximal IV size	16.87
	15% maximal IV size	9.93
	20% maximal IV size	7.54
	25% maximal IV size	6.28

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

NB: Critical values are for Cragg-Donald F statistic and i.i.d. errors.

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 0.904

Chi-sq(2) P-val = 0.6364

-orthog- option:

Sargan statistic (eqn. excluding suspect orthogonality conditions): 0.010

Chi-sq(1) P-val = 0.9211

C statistic (exogeneity/orthogonality of suspect instruments): 0.894

Chi-sq(1) P-val = 0.3443

Instruments tested: L2.inftcc

-endog- option:

Endogeneity test of endogenous regressors: 19.118

Chi-sq(1) P-val = 0.0000

Regressors tested: labortcc

Instrumented: F.inftcc labortcc

Excluded instruments: L2.labortcc L2.inftcc L3.inftcc L3.labortcc

1983-2007

inftcc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
inftcc						
F1.	1.153643	.1198534	9.63	0.000	.9187346	1.388551
labortcc	11.33819	11.96726	0.95	0.343	-12.11721	34.79359
_cons	.01254	.0674835	0.19	0.853	-.1197252	.1448052

.