



Munich Personal RePEc Archive

The relationship between public capital and other macroeconomic variables: an empirical application

Federici, Andrea

Università di Urbino Carlo Bo - Department of Economics Society
Politics, Via Saffi 42, 61029 Urbino Italy

15 June 2018

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/88516/>
MPRA Paper No. 88516, posted 24 Sep 2018 11:26 UTC

**IL RAPPORTO TRA CAPITALE PUBBLICO E ALTRE
VARIABILI MACROECONOMICHE: UN'APPLICAZIONE
EMPIRICA**

Federici Andrea

Università degli Studi di Urbino Carlo Bo

Sommario	
ABSTRACT	6
1 – APPROCCI EMPIRICI	7
1.1 – UNA BREVE INTRODUZIONE AI VETTORI AUTOREGRESSIVI....	8
1.2 – IL VAR SENZA RESTRIZIONI.....	14
1.3 – IL VAR STRUTTURALE.....	16
1.4 – COINTEGRAZIONE	19
1.5 – L’ANALISI DEI SISTEMI COINTEGRATI: VECM.....	26
2 – RISULTATI EMPIRICI.....	31
2.1 – COSTRUZIONE DELLE SERIE STORICHE SULLA DOTAZIONE DI CAPITALE PUBBLICO	32
2.2 – DATI.....	39
2.3 – TEST DI STAZIONARIETA’	52
2.4 – SCELTA DEI RITARDI.....	55
2.5 – TEST DI COINTEGRAZIONE	57
2.6 – PRINCIPALI RISULTANZE VECM.....	60
FRANCIA	62
GERMANIA	69
GRECIA.....	76
IRLANDA.....	83
ITALIA	90
PORTOGALLO	96
REGNO UNITO.....	102
SPAGNA	110
STATI UNITI.....	117
TABELLE DI SINTESI	124
2.7 – ANALISI IMPULSE RESPONSE.....	126
3 – CONCLUSIONI E POLICY IMPLICATIONS	148
BIBLIOGRAFIA	157

INDICE DELLE TABELLE

Tabella 1 – Sintesi variabili oggetto di indagine	40
Tabella 2 – Serie Francia.....	43
Tabella 3 – Serie Germania	44
Tabella 4 – Serie Grecia	45
Tabella 5 – Serie Irlanda.....	46
Tabella 6 – Serie Italia.....	47
Tabella 7 – Serie Portogallo	48
Tabella 8 – Serie Regno Unito.....	49
Tabella 9 – Serie Spagna	50
Tabella 10 – Serie Stati Uniti.....	51
Tabella 11 – Sintesi test stazionarietà capitale privato	53
Tabella 12 – Sintesi test stazionarietà capitale pubblico.....	53
Tabella 13 – Sintesi test stazionarietà occupazione.....	54
Tabella 14 – Sintesi test stazionarietà PIL	54
Tabella 15 – Sintesi scelta ritardi.....	55
Tabella 16 – Sintesi test di validità statistica.....	56
Tabella 17 – Sintesi trace test	59
Tabella 18 – Sintesi Max-Eigenvalue test.....	59
Tabella 19 – Estimation output Francia	63
Tabella 20 – Analisi dei coefficienti Francia.....	64
Tabella 21 – Granger causality Francia.....	64
Tabella 22 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Francia	66
Tabella 23 – Test di normalità Francia.....	66
Tabella 24 – Test di eteroschedasticità Francia	67
Tabella 25 – Test di autocorrelazione Francia.....	67
Tabella 26 – Estimation output Germania.....	70
Tabella 27 – Analisi dei coefficienti Germania.....	71
Tabella 28 – Granger causality - Germania.....	71
Tabella 29 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Germania	73
Tabella 30 – Test di normalità Germania	73
Tabella 31 – Test di eteroschedasticità Germania	74
Tabella 32 – Test di autocorrelazione Germania	74
Tabella 33 – Estimation output Grecia.....	77
Tabella 34 – Analisi dei coefficienti Grecia.....	78
Tabella 35 – Granger causality Grecia.....	78
Tabella 36 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Grecia	80
Tabella 37 – Test di normalità Grecia.....	80
Tabella 38 – Test di eteroschedasticità Grecia	81
Tabella 39 – Test di autocorrelazione Grecia	81
Tabella 40 – Estimation output Irlanda	84
Tabella 41 – Analisi dei coefficienti Irlanda	85
Tabella 42 – Granger causality Irlanda	85
Tabella 43 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Irlanda.....	87
Tabella 44 – Test di normalità Irlanda	87
Tabella 45 – Test di eteroschedasticità Irlanda.....	88
Tabella 46 – Test di autocorrelazione Irlanda	88

Tabella 47 – Estimation output Italia	91
Tabella 48 – Analisi dei coefficienti Italia	92
Tabella 49 – Granger causality Italia	92
Tabella 50 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Italia.....	94
Tabella 51 – Test di normalità Italia	94
Tabella 52 – Test di eteroschedasticità Italia.....	95
Tabella 53 – Test di autocorrelazione Italia	95
Tabella 54 – Estimation output Portogallo.....	97
Tabella 55 – Analisi dei coefficienti Portogallo	97
Tabella 56 – Granger causality Portogallo	98
Tabella 57 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Portogallo.....	99
Tabella 58 – Test di normalità Portogallo	100
Tabella 59 – Test di eteroschedasticità Portogallo.....	100
Tabella 60 – Test di autocorrelazione Portogallo	101
Tabella 61 – Estimation output Regno Unito	103
Tabella 62 – Analisi dei coefficienti Regno Unito	104
Tabella 63 – Granger causality Regno Unito	104
Tabella 64 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Regno Unito.....	106
Tabella 65 – Test di normalità Regno Unito	107
Tabella 66 – Test di eteroschedasticità Regno Unito.....	107
Tabella 67 – Test di autocorrelazione Regno Unito	108
Tabella 68 – Estimation output Spagna.....	111
Tabella 69 – Analisi dei coefficienti Spagna.....	112
Tabella 70 – Granger causality Spagna.....	112
Tabella 71 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Spagna	114
Tabella 72 – Test di normalità Spagna.....	114
Tabella 73 – Test di eteroschedasticità Spagna	115
Tabella 74 – Test di autocorrelazione Spagna.....	115
Tabella 75 – Estimation output Stati Uniti	118
Tabella 76 – Analisi dei coefficienti Stati Uniti	119
Tabella 77 – Granger causality Stati Uniti	119
Tabella 78 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Stati Uniti.....	121
Tabella 79 – Test di normalità Stati Uniti	121
Tabella 80 – Test di eteroschedasticità Stati Uniti.....	122
Tabella 81 – Test di autocorrelazione Stati Uniti	122
Tabella 82 – Sintesi significatività dei coefficienti.....	124
Tabella 83 – Sintesi coefficienti breve e lungo periodo.....	124
Tabella 84 – Sintesi Granger causality.....	125

INDICE DELLE FIGURE

Grafico 1 – Serie capitale privato	41
Grafico 2 – Serie capitale pubblico.....	41
Grafico 3 – Serie occupazione.....	42
Grafico 4 – Serie PIL	42
Grafico 5 – Serie Francia.....	43
Grafico 6 – Serie Germania.....	44
Grafico 7 – Serie Grecia.....	45
Grafico 8 – Serie Irlanda	46
Grafico 9 – Serie Italia	47
Grafico 10 – Serie Portogallo	48
Grafico 11 – Serie Regno Unito.....	49
Grafico 12 – Serie Spagna.....	50
Grafico 13 – Serie Stati Uniti	51

ABSTRACT

The issue of whether public capital is productive has received a great deal of attention in the last period, especially after the sovereign public debt crisis in some European countries. This work tries to estimate the dynamic effects of public capital on some macroeconomic variables (such as private capital, employment and economic growth measured as GDP), using the vector autoregressive methodology (especially the VECM – Vector Error Correction Model) for a set of some OECD countries with similar economic features (France, Germany, Greece, Ireland, Italy, Portugal, Spain, United Kingdom and United States of America). The empirical analyses of public capital productivity is limited to a small sample of countries for which official capital stock estimates are available. The lack of data is always a big problem in the analyses of this problem. For this reason, we built a new database that provides internationally comparable capital stock estimates for the countries mentioned above.

The empirical results suggest that there is evidence for positive output effects of public capital but not exactly the same for the other variables, employment and private capital.

1 – APPROCCI EMPIRICI

In questa prima sezione saranno analizzati i principali approcci empirici elaborati dalla dottrina per indagare la relazione esistente tra lo stock di capitale pubblico, la crescita economica (misurata come incremento del PIL) ed alcune delle principali variabili macroeconomiche (nel caso specifico del presente elaborato, occupazione e capitale privato).

Nei primi studi, all'interno del quadro teorico di riferimento offerto dall'approccio della funzione di produzione, si procedeva con la stima di una singola equazione statica. Generalmente infatti, veniva effettuata una regressione dell'output totale sulle altre variabili appartenenti generalmente al settore privato, tra cui vi era anche la dotazione di capitale pubblico, inserita appunto come ulteriore input produttivo all'interno della funzione di produzione. Gli effetti dello stock di capitale pubblico, venivano naturalmente misurati dal coefficiente di questa variabile all'interno della regressione, il quale poteva essere interpretato come l'elasticità dell'output rispetto alla dotazione di capitale pubblico e da cui poteva essere derivata una misura della produttività marginale del capitale pubblico. Variazioni rispetto a questa specificazione includevano l'utilizzo di una costante e di una variabile di trend come approssimazione sia della produttività multifattoriale che del tasso sulla capacità di utilizzo, in modo da tenere in considerazione le fluttuazioni dovute al ciclo economico (business cycle).

I risultati ottenuti dagli autori che per primi si sono occupati dell'impatto della dotazione di capitale pubblico sulla crescita economica, erano inspiegabilmente elevati e per questa ragione furono aspramente criticati, specialmente dal punto di vista econometrico. I principali problemi derivavano dal fatto che per sua natura, l'approccio della funzione di produzione è basato su una singola equazione statica, non prendendo in considerazione quindi, l'aspetto dinamico della problematica e il rapporto di interconnessione tra le variabili.

Il primo problema "econometrico", riguardava principalmente il trend stocastico. Infatti, durante l'arco temporale 1950-1990, preso come riferimento dalla maggior parte degli studi, la dotazione di capitale pubblico e l'output produttivo erano non-stazionari. Diversi studi dopo aver risolto tale problematica attraverso l'utilizzo delle differenze prime piuttosto che delle variabili in livelli, hanno sempre evidenziato un'influenza positiva dello stock di capitale pubblico

sull'output produttivo, ma non ai livelli a cui era giunto ad esempio Aschauer. Tuttavia, la difficoltà più evidente risiedeva nella risoluzione del problema riguardante la direzione della causalità. Una parte della letteratura, ha cercato di risolvere tale problematica alla radice, attraverso l'utilizzo prima del vettore autoregressivo e successivamente, all'interno della stessa cornice teorica di riferimento, del vettore a correzione d'errore (VECM, vector error correction model).

Questo capitolo sarà organizzato come segue. I primi tre paragrafi saranno dedicati al VAR o meglio ai modelli basati sui vettori autoregressivi: il primo conterrà una breve introduzione a questa tipologia di approccio elencandone le principali caratteristiche; il secondo ed il terzo tratteranno rispettivamente del VAR senza restrizioni e di quello strutturale. Il quarto paragrafo sarà interamente dedicato alla nozione di cointegrazione, la quale è propedeutica all'utilizzo del VECM, al quale sarà dedicato invece l'ultimo paragrafo.

1.1 – UNA BREVE INTRODUZIONE AI VETTORI AUTOREGRESSIVI

Generalmente gli economisti sono abituati ad elaborare modelli in cui alcune variabili non sono solamente esplicative per una data variabile dipendente, ma esse sono anche spiegate da quelle stesse variabili che poi vengono utilizzate per determinare quello che tra gli econometristi è conosciuto con il nome di sistema di equazioni simultanee e all'interno del quale è necessario identificare esattamente quali sono le variabili esogene e quali sono le variabili endogene. A dire la verità questa situazione, in economia, si verifica con una certa frequenza.

Ad ogni modo, i modelli elaborati con questa metodologia, sono iniziati a diventare particolarmente complessi e di difficile gestione. Allo stesso tempo l'econometria ha iniziato a porre una serie di nuove problematiche tali per cui, questo approccio del sistema di equazioni simultanee, non era più adatto ad offrire soluzioni adeguate e che permettessero contemporaneamente di ottenere risultati robusti. Ad esempio, quando i modelli fino a quel momento conosciuti, fallirono nel prevedere lo shock petrolifero alla fine degli anni '70, essi persero la maggior

parte del loro appeal verso coloro i quali ne avevano fatto uno strumento di lavoro affidabile e sicuro. Le prime critiche al sistema di equazioni simultanee furono ad opera di Lucas, Sargent e Sims, agli inizi degli anni '80. Entrando più nel dettaglio essi si soffermarono in modo particolare, sul problema della differenziazione tra variabili esogene ed endogene. Secondo gli autori infatti, se vi è simultaneità tra un certo numero di variabili, allora tutte le variabili devono essere trattate allo stesso modo, senza alcuna distinzione tra variabili endogene e variabili esogene. Nello specifico, tutte le variabili dovrebbero essere endogene.

Da questo momento in avanti, tra gli economisti e ancora di più tra gli econometristi, l'utilizzo dell'approccio VAR (ovvero l'approccio del vettore autoregressivo) proposto da Sims, come alternativa ai tradizionali sistemi di equazioni simultanee, iniziò a prendere prepotentemente piede, grazie anche ai contributi che via via sono stati offerti da altri autori. Tra questi è doveroso citare Blanchard, Bernanke e Quah, i cui studi risalgono tutti alla seconda metà dagli anni '80.

Allo stato attuale i modelli più utilizzati dagli economisti, per l'analisi delle serie storiche e al fine di catturare l'interdipendenza lineare tra di esse, sono i vettori autoregressivi, meglio conosciuti con l'acronimo di VAR. Questi ultimi sono una generalizzazione dei modelli autoregressivi univariati (AR), in quanto permettono la gestione di più di una variabile contemporaneamente. Di conseguenza, mentre una regressione univariata è rappresentata da un modello lineare composto da una sola equazione in una sola variabile ed in cui il valore attuale della variabile è spiegato dai suoi stessi valori ritardati, il VAR al contrario è un modello lineare composto da n-equazioni in n-variabili, in cui il valore attuale di ogni singola variabile è spiegato sia dai suoi stessi valori ritardati, più i valori attuali e passati delle variabili rimanenti considerate all'interno del modello.

Tutte le variabili presenti in un VAR, entrano all'interno del modello nello stesso identico modo: ognuna di esse è trattata simmetricamente ed è rappresentata da un'equazione che spiega la sua evoluzione nel corso del tempo la quale si basa sui valori ritardati della variabile stessa, i valori ritardati delle altre variabili e l'errore di stima (il famoso ε). Ad esempio nel caso di due variabili x_t e y_t , si ha che la prima variabile x_t , nel corso del tempo è influenzata dai valori attuali e passati della seconda variabile y_t , e simultaneamente la seconda variabile y_t è influenzata

dai valori attuali e passati della prima variabile x_t . Quanto detto può essere sintetizzato matematicamente come segue:

$$x_t = \beta_{10} - \beta_{12}y_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (1.1)$$

$$y_t = \beta_{20} - \beta_{21}x_t + \gamma_{21}x_{t-1} + \gamma_{22}y_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1.2)$$

Quelle appena evidenziate, sono le equazioni che identificano il VAR in forma primitiva, la quale prevede le seguenti assunzioni:

- x_t e y_t sono entrambe stazionarie (ovvero la loro media è costante rispetto al tempo);
- ε_{xt} e ε_{yt} sono entrambi non-correlati (con deviazione standard pari a σ_x e σ_y).

All'interno di un sistema come quello appena descritto, se la lunghezza massima del ritardo è pari a 1, ci troveremo di fronte ad un "vettore autoregressivo di primo ordine" il quale viene solitamente indicato con la seguente simbologia: VAR (1). Come è possibile osservare dalle due equazioni precedenti (1.1) e (1.2), la struttura del sistema incorpora essa stessa i feedback (o risultati di ritorno), poiché x_t e y_t si influenzano a vicenda. Per di più, dato che x_t ha un effetto su y_t e contemporaneamente, y_t ha un effetto su x_t , il modello descritto da queste due equazioni, non può essere stimato con lo standard OLS¹, altrimenti la regressione potrebbe soffrire di errori di simultaneità dal momento che il regressore e il termine espressione dell'errore di stima, dovrebbero essere correlati (x_t è correlato con il termine di errore ε_{yt} e y_t è correlato con il termine di errore ε_{xt}). Le tecniche standard di stima richiedono quindi che il regressore sia non-correlato con il termine di errore.

Per entrare maggiormente nello specifico, β_{10} è una costante, $-\beta_{12}$ è l'effetto contemporaneo del cambiamento di una unità della seconda variabile y_t sulla prima variabile x_t , γ_{11} è l'effetto del cambiamento di una unità nel valore ritardato della seconda variabile y_{t-1} sulla prima variabile x_t . I due termini ε_{xt} e ε_{yt} rappresentano innovazioni (o shock) rispettivamente sulle variabili x_t e y_t . A tal proposito è necessario ricordare che solitamente, ad eccezione del caso in cui $\beta_{12}=0$, ε_{yt} ha un

¹ Ordinary least square (minimi quadrati ordinari), è un metodo per stimare i parametri sconosciuti in una regressione lineare, con l'obiettivo di minimizzare la somma dei quadrati delle differenze tra risposte osservate (i valori della variabile che si cerca di prevedere) in un dataset dato e quelli predetti da una funzione lineare di un set di variabili esplicative.

effetto indiretto e contemporaneo su x_t , mentre dall'altro lato, se β_{21} è diverso da 0, allora ε_{yt} ha un effetto indiretto e contemporaneo su x_t .

Utilizzando una matrice è possibile riscrivere il sistema in una forma più compatta e di più facile comprensione. Partendo dalle equazioni (1.1) e (1.2), spostando i coefficienti associati con l'effetto contemporaneo di ogni variabile sull'altro lato di ogni equazione (da destra a sinistra rispetto al simbolo di uguaglianza), si ottiene:

$$x_t + b_{12}y_t = b_{10} + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (1.3)$$

$$y_t + b_{21}x_t = b_{20} + \gamma_{21}x_{t-1} + \gamma_{22}y_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1.4)$$

oppure secondo la seguente formulazione matriciale:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (1.5)$$

Quest'ultima può essere sinteticamente riscritta nella seguente modalità:

$$Bk_t = \varphi_0 + \varphi_1 k_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, k_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \varphi_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} \quad (1.7)$$

$$\varphi_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, k_{t-1} = \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (1.8)$$

Moltiplicando entrambi i lati dell'equazione (1.5) per B^{-1} , si ottiene quella che è conosciuta come forma standard del modello VAR e che può essere così espressa:

$$k_t = B^{-1}\varphi_0 + B^{-1}\varphi_1 k_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (1.9)$$

$$k_t = A_0 + A_1 k_{t-1} + e_t \quad (1.10)$$

dove

- k_t è un vettore ($n \times 1$) con n -variabili incluse nel modello
- A_0 è un vettore ($n \times 1$) della intercetta (in cui a_{i0} è il suo elemento i -esimo)

- A_i è la matrice ($n \times n$) dei coefficienti (in cui a_{ij} è l'elemento nella riga i della colonna j)
- e_i è un vettore ($n \times 1$) degli errori (e_{it} è il suo elemento i -esimo)

Tutto ciò nella sua forma estesa può essere così riportato:

$$x_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}x_{t-1} + e_{1t} \quad (1.11)$$

$$y_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + e_{2t} \quad (1.12)$$

Un elemento da tenere in considerazione nella forma standard sono i termini di errore (e_{1t} e e_{2t}), i quali sono una composizione di due shock strutturali ε_{xt} e ε_{yt} , come mostrano le seguenti espressioni matematiche:

$$e_{1t} = \frac{\varepsilon_{xt} - b_{12}\varepsilon_{yt}}{1 - b_{12}b_{21}} \quad (1.13)$$

$$e_{2t} = \frac{\varepsilon_{yt} - b_{21}\varepsilon_{xt}}{1 - b_{12}b_{21}} \quad (1.14)$$

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (1.15)$$

Dal momento che ε_{xt} e ε_{yt} sono entrambi processi white-noise, ne deriva che sia e_{1t} che e_{2t} hanno media pari a zero, varianza costante e sono l'un l'altro correlati (ad eccezione del caso in cui $b_{12}=b_{21}=0$), ma non sono individualmente e serialmente correlati.

Quello che si cerca di ottenere attraverso questo processo di stima è un valore dei coefficienti nella loro forma standard (ovvero quella riportata nell'equazione 1.10)

La parte destra di questa equazione assume che i termini di errore siano serialmente non correlati e con varianza costante; ciò significa che ogni equazione può essere stimata utilizzando il metodo OLS e che i risultati ottenuti sono robusti, efficienti e privi di errori. A causa dei feedback, l'equazione primitiva del VAR non può essere stimata direttamente e nemmeno recuperando tutte le informazioni necessarie per identificare il sistema primitivo a partire da una stima OLS del

sistema strutturale (quanto affermato in dottrina è conosciuto come problema di identificazione). Per renderlo possibile è necessario imporre alcune restrizioni al sistema primitivo.

Anche se ciò può sembrare ovvio, procedendo alla stima di un VAR con due variabili ed un solo ritardo (come quello poco prima descritto) nella sua forma standard, porta alla stima di soli sei coefficienti (ovvero le due intercette e i quattro coefficienti autoregressivi) più la varianza (o la covarianza) dei termini di errore, per un totale complessivo di nove parametri, mentre il sistema primitivo, contiene almeno altri due parametri che sono rappresentati dai due coefficienti di feedback e dalle due deviazioni standard, per un totale quindi di dieci parametri. La logica deduzione è che senza l'imposizione di alcune restrizioni il sistema primitivo risulta essere sotto-individuato (o sotto-stimato).

Una soluzione per superare questo problema e per identificare in maniera univoca il modello, è quella di utilizzare il sistema ricorsivo proposto da Sims nel 1980. Imponendo una restrizione sul VAR primitivo e forzando $b_{21}=0$, si riesce a rendere il sistema asimmetrico così che y_t ha un effetto contemporaneo su x_t , ma non vi è la presenza di un effetto simultaneo di x_t su y_t . Di conseguenza alla prima variabile è permesso di influenzare la seconda solo con un ritardo. Questa condizione è allo stesso tempo necessaria e sufficiente per identificare esattamente il VAR strutturale, il quale altrimenti, come prima dimostrato, potrebbe rimanere sott-individuato (o sotto-stimato). Con tale restrizione anche le stime delle sequenze di ε_{yt} e ε_{xt} possono essere recuperate. Di conseguenza le equazioni (1.13) e (1.14) possono essere riscritte come segue:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{xt} - b_{12}\varepsilon_{yt}) \quad (1.16)$$

$$e_{2t} = \varepsilon_{yt} \quad (1.17)$$

Dalla prima equazione (1.9), inserendo la soluzione per b_{12} (ora è possibile calcolarla tramite l'utilizzo del sistema ricorsivo di Sims), possiamo facilmente ricostruire la sequenza residuale di ε_{xt} . I residui dall'equazione (1.10), sono esattamente le stime ottenute per la sequenza di ε_{yt} , (o detto in altre parole, l'effetto pieno di uno shock puro su y_t). Ciò significa che uno shock di ε_{xt} non ha effetti diretti su y_t , ma vi è la presenza di un effetto indiretto tale che il valore ritardato di x_t influenza il valore contemporaneo di y_t .

Come visto in precedenza, $b_{12}=0$, significa che la prima variabile x_t non ha un effetto contemporaneo sulla seconda variabile y_t . Quanto detto ha un'influenza anche per quello che riguarda i residui: gli shock sia di ε_{yt} e ε_{xt} , hanno entrambi un effetto su x_t , ma solamente gli shock di ε_{yt} hanno un effetto contemporaneo su y_t . Di conseguenza, gli econometristi, basandosi sulla teoria economica, impongono l'assunzione tale per cui una variabile non ha un effetto contemporaneo sull'altra.

Questa semplice e chiara modalità di procedere alla decomposizione dei residui è conosciuta come la “decomposizione di Cholesky”.

In un modello VAR con n-variabili, l'esatta identificazione richiede che vengano inserite $(n^2-n)/2$ restrizioni, in modo da tenere distinti gli shock strutturali dalla regressione dei residui. La decomposizione di Cholesky forza esattamente $(n^2-n)/2$ parametri della matrice B, ponendoli uguali a zero (nel caso bivariato di $b_{21}=0$). Procedendo in questo modo nella decomposizione dei residui, inevitabilmente l'intero sistema viene reso asimmetrico. Di conseguenza diventa cruciale l'ordinamento delle variabili (gli shock di ε_{yt} influenzano direttamente e_{1t} ed e_{2t} , ma gli shock di ε_{xt} non hanno alcun effetto su e_{2t}). L'importanza dell'ordinamento dipende dal grado di correlazione tra e_{1t} e e_{2t} (ρ_{12}). Nel caso in cui si ha un sistema dove ρ_{12} è significativamente non differente da zero, allora il problema dell'identificazione diventa meno rilevante. In tale circostanza quindi l'ordinamento potrebbe risultare irrilevante. Le equazioni (1.16) e (1.17) potrebbero diventare $e_{1t}=\varepsilon_{xt}$ e $e_{2t}=\varepsilon_{yt}$. I residui provenienti dalle due serie sarebbero rispettivamente equivalenti ai loro shock strutturali (ε_{xt} e ε_{yt}). Tutto ciò, tenendo bene in considerazione che in un modello VAR con numerose variabili, è altamente improbabile che tutte le correlazioni siano piccole e non significative.

1.2 – IL VAR SENZA RESTRIZIONI

Un VAR di ordine p-esimo, indicato come VAR(p), può essere individuato attraverso la seguente espressione matematica:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (1.18)$$

dove X_t rappresenta un insieme di variabili inserite all'interno di un vettore di dimensione $(k \times 1)$, A_j indica una matrice di dimensioni $(k \times k)$ dei coefficienti autoregressivi per $j=1, 2, \dots, p$, Φ rappresenta una matrice di dimensioni $(k \times d)$ dei coefficienti dei termini deterministici inseriti in un vettore D_t di dimensioni $(d \times 1)$. Il vettore ε_t è un processo white noise di k -dimensioni, i.e., $E[\varepsilon_t]=0$, $E[\varepsilon_t \varepsilon'_s]=\Omega$, e $E[\varepsilon_t \varepsilon'_s]=0$ per $s \neq t$, con Ω che rappresenta una matrice simmetrica positiva di dimensione $(k \times k)$.

La stima di una VAR senza restrizioni risulta essere abbastanza facile, non presentando problematiche di particolare rilievo. Concentrandosi sulle p -osservazioni (indicate come $X_{-p+1}, X_{-p+2}, \dots, X_0$) e basando la stima sul campione X_1, X_2, \dots, X_t , le k -equazioni che costituiscono il VAR, possono essere stimate separatamente tramite l'utilizzo del metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS, ordinary least square). Senza l'imposizione di particolari condizioni, lo stimatore OLS di $A \equiv [A_1, \dots, A_p]$, risulta essere consistente e con una distribuzione normale. Inoltre, questa tipologia di risultato, si ottiene non solo nel caso di variabili stazionarie, ma anche nel caso in cui le variabili oggetto di indagine siano integrate o in alcuni casi addirittura cointegrate (Sims, Stock e Watson, 1990). Basandosi su questi risultati diversi ricercatori hanno completamente ignorato i problemi relativi alla non-stazionarietà dei dati e hanno stimato il VAR attraverso l'utilizzo delle variabili in livelli.

Uno svantaggio, in questo modo di procedere, risiede nel fatto che mentre i coefficienti autoregressivi presenti nell'equazione (1.18) si basano su stime consistenti, questo potrebbe non essere altrettanto vero per gli ulteriori risultati che vengono derivati a partire da queste stesse stime. In modo particolare, Phillips (1998), diede evidenza circa il fatto che le impulse response functions (ossia le risposte alle funzioni di impulso) e l'errore di previsione circa la decomposizione della varianza (forecast error variance decomposition), non portano a delle stime consistenti sul lungo periodo quando queste ultime vengono derivate da VAR senza restrizioni ed in presenza di variabili non-stazionarie.

Al contrario il modello del vettore a correzione d'errore (VECM) porta a delle stime consistenti sia nel caso di impulse response functions che nel caso degli errori di previsione della decomposizione della varianza, quando le variabili sono cointegrate (ovvero stazionarie ed integrate dello stesso ordine). Siccome le risposte alle funzioni di impulso rappresenta uno dei principali strumenti per trarre delle

policy implications dall'analisi di tipo econometrico, un'indagine approfondita circa le proprietà della cointegrazione e l'uso del VECM (il quale altro non sarebbe che un vettore autoregressivo al quale vengono applicate tutta una serie di restrizioni particolari) è assolutamente necessaria.

1.3 – IL VAR STRUTTURALE

I precedenti paragrafi si sono occupati di come un modello VAR può essere stimato per valutare l'ordine di cointegrazione tra le variabili. Questi modelli solitamente sono espressi in forme ridotte e di conseguenza poco può essere detto circa le motivazioni economiche alla base della loro strutturazione, ma d'altronde ciò rappresenta una delle caratteristiche identificative del VAR. All'interno di questo paragrafo si cercherà comunque di individuare quali sono gli elementi basilari, per poter dare un minimo di interpretazione economica a questi modelli, ad esempio attraverso l'utilizzo delle impulse response functions, in modo da poter trarre delle indicazioni circa le policy da utilizzare in merito alla problematica oggetto di specifica indagine da parte del modello. Queste ultime cercano di fornire una spiegazione al comportamento delle variabili presenti nel modello, dal momento in cui un di esse subisce uno shock economico improvviso (in questo caso, ad esempio il capitale pubblico).

Il punto di partenza della seguente analisi è rappresentato dall'equazione del VAR senza restrizioni (1.18). Questa tipologia di modello si rivela utile nell'analisi strutturale, indipendentemente dal fatto che le variabili presenti in X_t , siano stazionarie oppure no². Moltiplicando l'equazione (1.18) per la matrice A_0 di dimensione $(k \times k)$ si ottiene la seguente formulazione:

$$A_0 X_t = A_1^* X_{t-1} + A_2^* X_{t-2} + \dots + A_p^* X_{t-p} + A_0 \Phi D_t + B e_t \quad (1.19)$$

² Mentre nella stima dei parametri del VAR è cruciale operare una distinzione tra le tre possibili casistiche individuate nel paragrafo 4.4, in questo caso l'analisi può procedere basandosi sull'equazione (1.11), una volta completato il processo di stima. Tutto ciò che è necessario riguarda solo la mappatura dei parametri Π e Γ_i dal VECM (1.13) alle matrici A_i .

dove $A_i^* \equiv A_0 A_i$ per ogni $i=1, 2, \dots, p$, e $Be_t = A_0 \varepsilon_t$ descrive la relazione tra gli shock strutturali e_t e gli shock in forma ridotta ε_t . Nel prosieguo, verrà assunto che gli shock strutturali e_t sono processi white noise non correlati, ovvero la matrice di varianza-covarianza di questi ultimi, indicata con Σ , è diagonale. La matrice A_0 descrive la contemporanea relazione esistente tra le variabili presenti nel vettore X_t . Senza imporre alcuna restrizione sui parametri A_0 , A_i^* e B , il modello che trova espressione nell'equazione (1.13), non può essere correttamente identificato. La letteratura empirica ha sviluppato ed applicato diverse procedure di identificazione, per superare tale problematica. All'interno di questo elaborato, per quanto concerne l'applicazione empirica, viene utilizzato l'approccio ricorsivo (recursive approach) originariamente proposto da Sims (1980) che riduce B ad una matrice identità di dimensione k , e A_0 a una matrice triangolare inferiore.

La soluzione alla problematica dell'identificazione data dall'applicazione dell'approccio ricorsivo al modello VAR implica che $\Omega = PP'$, dove $P \equiv A_0^{-1} \Sigma^{1/2}$ e A_0 è il triangolo inferiore. Quanto appena affermato implica che P sia la matrice triangolare inferiore la cui deviazione standard è rappresentata dagli shock strutturali sulla sua diagonale principale. Per di più, può essere dimostrato che P è il (unico) fattore di Cholesky della matrice simmetrica positiva definita in Ω (Hamilton 1994, pp. 91,92). Da notare che mentre P , come appena evidenziato, è l'unico fattore per un dato numero di variabili ordinate in X_t , tuttavia esistono in totale $k!$ possibili ordinamenti di tali variabili. Quindi diventa fondamentale valutare la sensibilità del modello ad ordinamenti alternativi delle variabili che lo costituiscono.

Una volta risolto il problema dell'identificazione, la dinamica del modello può essere analizzata attraverso le impulse response functions. Sia Θ_n per $n=1, 2, \dots$, la matrice che rappresenta le impulse response functions all'orizzonte n . L'elemento della riga i , colonna k della matrice Θ_n individua la risposta della variabile i ad un singolo incremento della deviazione standard della variabile k -esima, al periodo n . Dato che le impulse response functions sono delle variabili casuali (random variables), può essere utile l'introduzione di intervalli di confidenza in modo da poter misurare l'incertezza circa la stima delle risposte agli impulsi (impulse responses). Nell'applicazione empirica si fa ricorso all'utilizzo di intervalli di confidenza individuati con la metodologia bootstrap (intermedia). Essa può essere facilmente sintetizzata nei seguenti punti:

- a) Si inizia con la stima dei parametri del modello espressione dell'equazione (1.18) con l'appropriata metodologia;
- b) si procede con la generazione dei residui $\varepsilon_1^*, \dots, \varepsilon_T^*$, attraverso la metodologia bootstrap, ovvero procedendo casualmente con la sostituzione dei residui stimati $\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T$;
- c) si impone una condizione sui valori del pre-campione oggetto di indagine $(X_{t-p+1}^*, \dots, X_0^*) = (X_{t-p+1}, \dots, X_0)$ e si costruisce la serie storica bootstrap X_t^* attraverso l'utilizzo ricorsivo dell'equazione (1.18), ottenendo in questo modo

$$X_t^* = A_1^* X_{t-1}^* + \dots + A_p^* X_{t-p}^* + \Phi^{Dt} + \varepsilon_t^* \quad t = 1, \dots, T \quad (1.20)$$

- d) a questo punto si procede nuovamente con la stima dei parametri A_1, \dots, A_p, μ_0 e μ_1 dai dati generati e si calcolano le impulse response functions Θ_n^* , $n = 1, 2, \dots$
- e) infine si ripetono i punti da b) a d) per un numero di volte particolarmente ampio (nelle applicazioni empiriche circa 1000) e si calcolano le estremità α e $1-\alpha$ dell'intervallo di distribuzione dei singoli elementi di Θ_n^* , $n = 1, 2, \dots$, in punti percentuali. Nell'applicazione empirica del seguente elaborato si è scelto $\alpha=0.16$ con il quale si ottiene un intervallo di confidenza pari al 68%.³

³ Nella letteratura empirica concernente il modello VAR, di solito la scelta è tra intervalli di confidenza al 95% o al 68%. Sims (1997, pag. 443), sostiene l'utilizzo di intervalli di confidenza al 68% piuttosto che al 95% sulla base che non vi è alcuna giustificazione scientifica per testare le ipotesi ad un livello di significatività del 5%. Per questa ragione egli suggerisce di trattare la significatività statistica delle impulse response functions derivata dalle stime dei coefficienti del modello VAR che si sta testando in maniera differente dalle stime dei coefficienti dei modelli econometrici standard suggeriti dalla teoria economica. Nella maggior parte dei modelli VAR le stime dei parametri sono leggermente diverse da zero quando vengono testate ad un livello di significatività pari al 5%. Ciò si traduce in intervalli di confidenza piuttosto ampi riguardo l'utilizzo delle risposte alle funzioni di impulso. Inoltre, le stime per i modelli VAR senza restrizioni, sono di solito calibrate per fornire delle sintesi utili dei dati analizzati. Contro questo background teorico Sims (1999, pag. 118), suggerisce l'utilizzo di intervalli di confidenza al 68% per la stima delle impulse response functions. Nelle applicazioni empiriche, l'utilizzo di questo suggerimento ha trovato ampio consenso in quanto per ragioni statistiche esso porta ad un livello di significatività delle stime più elevato.

1.4 – COINTEGRAZIONE

In questo paragrafo vengono introdotti alcuni concetti fondamentali circa l'ampio argomento della cointegrazione. Tra questi la nozione di ordine di cointegrazione e quando delle serie storiche possono definirsi cointegrate. Inoltre viene mostrato come tale concetto possa essere associato all'idea di "co-movimento" di due o più variabili stazionarie.

La nozione di cointegrazione di serie storiche è direttamente legata al concetto di ordine di integrazione di un processo stocastico. A sua volta quest'ultimo, consente di stabilire, se la serie storica considerata, presenta oppure no, dei trend stocastici. Nello specifico, il processo rappresentato dal vettore $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{pt})'$ ($p \times 1$) si dice debolmente stazionario⁴ se sono soddisfatte le seguenti condizioni:

- $E(X_t) = \mu \forall t$
- $E[(X_{t-\mu} - \mu)(X_{t-\mu} - \mu)'] = \Omega \forall t$
- $E[(X_{t-\mu} - \mu)(X_{t+h-\mu} - \mu)'] = \Gamma(h) \quad \forall t \text{ ed } h$

Il processo inoltre si dice stazionario in senso stretto, se per ogni h la distribuzione congiunta di $(X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+h})$, è identica alla distribuzione congiunta di $(X_s, X_{s+1}, \dots, X_{s+h})$, il che sta a significare che tale distribuzione è indipendente rispetto al tempo t .

Il processo scalare X_{it} stazionario, ammette rappresentazione ARMA (k, q)⁵ se può trovare rappresentazione nella seguente forma:

$$\Phi(L)X_{it} = \theta(L)\varepsilon_t \quad (1.21)$$

in cui $\Phi(L)$ e $\theta(L)$ sono polinomi nell'operatore ritardo L di ordine rispettivamente k e q . L'ipotesi di stazionarietà di X_{it} implica che le radici dell'equazione precedente, siano tutte esterne al cerchio unitario nel piano complesso. Inoltre X_{it} è detto invertibile se la stessa condizione vale per il polinomio $\theta(L)$.

Se il processo X_{it} ammette una rappresentazione ARMA (k, q) stazionaria ed invertibile dopo essere stato differenziato n volte, e non ammette una rappresentazione stazionaria dopo essere stato differenziato $n-1$ volte, allora viene detto integrato di ordine n e si indica con il simbolo: $X_{it} \sim I(n)$.

⁴ O stazionario di secondo ordine o anche stazionario in covarianza.

⁵ Modello autoregressivo a media mobile.

Il processo multivariato $X_t=(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{pt})'$ ($p \times 1$) è detto integrato di ordine n , se n è il massimo ordine di integrazione delle componenti di X_t . Anche in questo la rappresentazione grafica sarà: $X_{it} \sim I(n)$.

Le serie storiche che solitamente caratterizzano i fenomeni economici, sono generalmente realizzazioni empiriche di processi integrati di ordine 1, ovvero $I(1)$. L'insieme dei test elaborati e proposti dalla letteratura per la determinazione dell'ordine di cointegrazione delle serie storiche è molto ampio in quanto copre un elevato numero di possibilità a seconda dell'ipotesi alternativa che viene specificata⁶.

A questo punto consideriamo due variabili X_{1t} , X_{2t} e supponiamo che siano integrate di ordine 1 (ovvero $X_{1t} \sim I(1)$ e $X_{2t} \sim I(1)$); combinando linearmente X_{1t} e X_{2t} , generalmente la variabile che si ottiene, u_t , sarà anch'essa $I(1)$. Se esiste una costante a , tale che $u_t=(X_{1t} - aX_{2t}) \sim I(0)$, allora le due serie si dicono cointegrate, con a che rappresenta il coefficiente di cointegrazione. Quindi, dato il processo stocastico multivariato X_t ($p \times 1$), le componenti di X_t sono dette cointegrate di ordine d , b , se sono presenti le seguenti due condizioni:

- 1) $X_t \sim I(d)$
- 2) Esiste un vettore di dimensioni ($p \times 1$) β_i tale che $\beta_i' X_t \sim I(d - b)$ con $d \geq b > 0$

La relazione di cointegrazione di X_t viene indicata con il simbolo: $X_t \sim CI(d, b)$, β_i è detto vettore di cointegrazione e l'intero b misura la riduzione dell'ordine di integrazione di X_t a seguito della combinazione lineare delle variabili considerate. Se $p > 2$ possono esistere più vettori per i quali vale la relazione di cointegrazione; se ne esistono esattamente $r < p$, linearmente indipendenti, questi ultimi possono essere all'interno di una matrice di dimensioni ($p \times r$) di rango $\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_r]$, in cui r rappresenta il rango di cointegrazione.

Riassumendo il punto di partenza dell'analisi sulla cointegrazione, risiede nel fatto che ciascun vettore autoregressivo di ordine p -esimo, $VAR(p)$, come quello descritto dall'equazione (1.18), può sempre riscritto sotto forma di VECM, esattamente come segue:

⁶ Una sintetica rassegna di questi test è contenuta in Banerjee, Dolado, Galbraith e Hendry (1993, capitolo 4).

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (1.22)$$

dove $\Pi \equiv -I + \sum_{i=1}^p A_i$ e $\Gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p A_i$ con $j=1, 2, \dots, p-1$) che denotano la matrice dei coefficienti di dimensioni $(k \times k)$.

Da questo punto di vista possono essere individuati tre casi distinti:

- 1) se l'ordine di cointegrazione è pari a zero, ossia $r=0$, allora $\Pi=0$ e di conseguenza le variabili inserite all'interno di X_t non saranno cointegrate. In questo specifico caso esistono quindi k trend stocastici all'interno del sistema e risulta più appropriato stimare il modello VAR in differenze prime, utilizzando come regressore quello evidenziato nell'equazione (1.22) X_{t-1} .
- 2) questo secondo caso rappresenta l'esatto opposto, ovvero se l'ordine di cointegrazione è pari a k ($r=k$), allora $\Pi=k$. Di conseguenza, ogni variabile presente in X_t presa singolarmente risulterà essere stazionaria. In altre parole il numero dei trend stocastici, dato da $k-r$, sarà pari a zero. In questo caso il sistema può essere stimato attraverso il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS) o grazie ad un modello VAR senza restrizioni con le variabili in livelli (come quello descritto dall'equazione 1.18), o alla sua equivalente rappresentazione data dall'equazione (1.22).
- 3) il caso intermedio è quello tale per cui $0 < r < k$, e le variabili presenti in X_t hanno ordine di cointegrazione pari a $\Pi=r < k$ e $0 < k-r < k$ trend stocastici in comune. In questo caso non risulta essere appropriato procedere alla stima del sistema dato dall'equazione (1.22) attraverso il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS), in quanto è necessario introdurre delle restrizioni sulla matrice Π . Al contrario l'approccio che offre il risultato migliore è quello sviluppato da Johansen (1988, 1991) che può essere utilizzato per stimare lo spazio misurato dai vettori cointegrati. Un ulteriore vantaggio dell'approccio di Johansen risiede nel fatto che esso permette verificare il numero delle relazioni di cointegrazione, elemento che nella maggioranza degli altri approcci non può essere conosciuto a priori.

La specificazione del termine deterministico D_t , all'interno dell'equazione gioca un ruolo particolarmente importante ai fini dell'analisi, in quanto la distribuzione asintotica dei test statistici, utilizzata per determinare il numero dei

vettori cointegrati, dipende proprio dalle assunzioni fatte su tale termine (Johansen 1995).

Johansen individua e distingue cinque possibili modelli alternativi, corrispondenti alle differenti assunzioni fatte sul termine deterministico D_t . Nel prosieguo dell'elaborato ci si concentrerà sul modello che sembra essere il più rilevante con riferimento alla tematica oggetto di analisi: alla costante non viene applicata alcuna restrizione, mentre al trend viene apposto il limite derivante dallo spazio di cointegrazione⁷. L'utilizzo di questa specificazione elimina la possibile presenza di trend quadratici in X_t ed allo stesso tempo, favorisce la presenza di trend lineari in X_t ai fini della definizione di una relazione di cointegrazione. Questo modo di procedere trova giustificazione nel fatto che lo spazio di cointegrazione potrebbe contenere una funzione di produzione con almeno un vettore di cointegrazione.

Da un punto di vista prettamente statistico, il concetto di cointegrazione ha delle conseguenze sul modo in cui è possibile condurre l'analisi nei modelli economici basati su serie storiche. Come già evidenziato da alcuni autori⁸, la teoria asintotica "classica" (o gaussiana o standard) è accettabile da un punto di vista empirico solo in presenza di processi stazionari, mentre risulta spuria nell'ipotesi di serie non stazionarie. Tuttavia se le serie storiche del modello considerato, pur essendo individualmente integrate, sono realizzazioni empiriche di processi cointegrati, non è difficile dimostrare che la teoria asintotica standard è coerente dal punto di vista statistico.

Nei modelli macroeconomici il concetto di equilibrio viene generalmente utilizzato per individuare quelle situazioni in cui le variabili che sono oggetto di indagine, assumono una configurazione teorica nella quale non vi è una tendenza al cambiamento, ovvero a muoversi dalla situazione in cui esse si trovano (steady state). Questo concetto fu ben espresso da Machlup (cfr. Zamagni, 1989), quando scrisse: *"possiamo definire l'equilibrio nell'analisi economica come una costellazione di variabili interrelate e aggiustate l'una con l'altra di modo che nessuna tendenza al cambiamento prevale nel modello che esse stesse costituiscono"*. Nell'ipotesi in cui tale condizione di equilibrio venga perturbata da

⁷ Pesaran e Smith (1998) sostengono che il caso qui analizzato rappresenta uno dei due casi particolari e rilevanti nelle applicazioni empiriche. L'altro è rappresentato dall'utilizzo di una costante con restrizioni e un trend non lineare.

⁸ Yule (1926), Granger-Newbold (1974, 1977) e Phillips (1986).

un qualsiasi fattore interno od esterno al modello (shock economico), possono innescarsi o meno dei processi di aggiustamento in grado di ripristinare la situazione originaria. Nel caso in cui ciò avvenga ci si trova di fronte ad una situazione identificata come equilibrio stabile. Quest'ultimo ha delle implicazioni dal punto di vista empirico. Infatti trasponendo temporalmente questa nozione, è ragionevole pensare che a meno di fluttuazioni di breve periodo, le variabili d'equilibrio dovrebbero seguire un prefissato e comune sentiero di crescita. Di conseguenza, sulla base di osservazioni storiche, sarebbe lecito chiedersi se queste stesse variabili siano realmente interessate dal sentiero di sviluppo ipotizzato dalla teoria.

L'ipotesi delle cointegrazione riprende quest'idea di sentiero comune di crescita o di polo di attrazione, secondo la quale due o più variabili economiche, benché caratterizzate da un diverso comportamento nel breve periodo, possono muoversi insieme (assumere lo stesso comportamento) nel tempo e mostrare, coerentemente con le indicazioni della teoria, una stessa tendenza di lungo periodo. Dato ad esempio il sistema di variabili del tipo X_1, X_2, \dots, X_p , il polo di attrazione può essere descritto dalla seguente funzione:

$$f(X_1, X_2, \dots, X_p) = 0 \quad (1.23)$$

dove la funzione appena descritta individua il tipo di relazione che lega X_1, X_2, \dots, X_p nell'equilibrio di lungo periodo.

Questa definizione di equilibrio differisce da quella basata sulle classiche nozioni di domanda e offerta di mercato formulata da Quandt (1978, 1982).

Ad ogni modo, quanto espresso nella precedente equazione e la definizione di equilibrio fornita da Quandt non sono necessariamente incompatibili. Ciò che è importante sottolineare è che al tempo t , disponendo di una serie di osservazioni empiriche sulle variabili oggetto di interesse, difficilmente verrà verificata con esattezza la relazione espressa nell'equazione precedentemente scritta. A questo punto è possibile pensare che il processo u_t , possa essere rappresentato matematicamente nella seguente modalità:

$$u_t = f(X_1, X_2, \dots, X_p) \quad (1.24)$$

Quest'ultima esprime il tentativo di misurare il divario tra le variabili al tempo t e l'equilibrio postulato dalla teoria economica.

Ipotizzando che nel breve periodo che l'economia sia caratterizzata da continui shock che perturbano la situazione descritta dall'equazione precedente e supponendo che quest'ultima abbia la proprietà secondo la quale l'allontanamento dalla posizione di equilibrio diventa sempre più improbabile al crescere del divario stesso, allora è ragionevole attendersi che il processo stocastico u_t , sia stazionario. L'importanza di tale condizione di stazionarietà diventa imprescindibile, nel momento in cui vengono indagate le relazioni di lungo periodo tra variabili che possono essere rappresentate attraverso processi integrati. Nel caso in cui le n -variabili possono essere rappresentate da una funzione di equilibrio come quelle appena descritte, la funzione $f(X_1, X_2, \dots, X_p)$ è lineare; e se inoltre è verificato che $X_{it} \sim I(d) \forall i = 1, 2, \dots, p$ ed $u_t \sim I(0)$ allora ne deriva che $X_t \sim CI(d, d)$. Ciò sta a significare che serie integrate di ordine d , legate nel lungo periodo da una relazione di equilibrio lineare, devono essere cointegrate.

In sostanza l'analisi della cointegrazione consente di "catturare" gli eventuali sentieri di crescita comune (o di poli di attrazione) di variabili economiche misurate nel tempo, attraverso la semplice, ma altrettanto potente associazione tra una categoria basilare del modo di pensare degli economisti, individuata dalla teoria dell'equilibrio ed una condizione statisticamente definita e spesso verificabile dal punto di vista matematico, come la stazionarietà delle serie storiche. Questo aspetto evidenzia che nell'analisi econometrica delle serie storiche, la cointegrazione permette di considerare la non-stazionarietà, non più come un disturbo del quale necessariamente bisogna liberarsi, ma come una caratteristica da analizzare con adeguati strumenti statistici al fine di ottenere informazioni di interesse economico.

Riassumendo, è possibile affermare che la costruzione di modelli multivariati basati su serie storiche risulta essere molto complessa a causa della non-stazionarietà dei dati, la quale risulta essere molto diffusa (specialmente con dati di natura strettamente economica come ad esempio PIL e occupazione). Ciò potrebbe essere in parte dovuto alla possibile presenza di una relazione di cointegrazione tra le componenti X_{it} del processo vettoriale X_t . Per questa ragione, una possibile soluzione alla problematica accennata è quella di differenziare ogni serie di dati fino a che esse non risultino essere stazionarie e successivamente elaborare un

modello vettoriale di tipo ARIMA. Ad ogni modo tale soluzione, spesso non porta al raggiungimento di risultati soddisfacenti.

Per questa ragione un approccio alternativo è quello di valutare la presenza di ciò che in economia viene definito come relazione di cointegrazione. Ad esempio, si supponga che X_{1t} e X_{2t} siano due serie storiche entrambe non stazionarie a livelli; tuttavia una particolare combinazione lineare delle due variabili, del tipo $X_{1t} - cX_{2t}$, risulterà essere stazionaria. In questo caso X_{1t} e X_{2t} si diranno cointegrate.

Ad ogni modo, una definizione più generale di cointegrazione può essere la seguente: una serie storica X_t , si dice integrata di ordine d , e si scrive $I(d)$: sarà necessario differenziarla d volte per renderla stazionaria. A questo punto se due serie X_{1t} e X_{2t} risultano essere integrate dello stesso ordine, $I(d)$, allora anche la combinazione lineare delle due serie risulterà essere integrata dello stesso ordine, $I(d)$.

Tuttavia se esiste una combinazione lineare tale per cui l'ordine di integrazione è inferiore a d , ad esempio $I(d-b)$, allora le due serie si diranno cointegrate di ordine (d, b) . Ciò può essere scritto in una formulazione del tipo $CI(d, b)$. Se la combinazione lineare che mette in relazione le due serie storiche può essere scritta nella forma $a^T X_t$, dove $X_t^T = X_{1t}, X_{2t}$ dove a è un vettore detto per l'appunto vettore di cointegrazione. A questo punto si supponga che vi siano n serie storiche, $X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, \dots, X_{nt}$, come componenti del processo vettoriale X_t .

La nozione di cointegrazione data nelle righe precedenti resta pur sempre valida nei principi espressi, ma nel caso in cui si abbiano più di due serie storiche, allora il primo passaggio per verificare l'esistenza di una relazione di cointegrazione è quello di andare ad individuare il rango di cointegrazione r , cioè il numero di vettori di cointegrazione. Per fare ciò si utilizza una procedura sviluppata da Johansen che prende il nome di "trace test" (o appunto test di Johansen, dal nome del suo autore), la quale è in grado di individuare il numero dei vettori di cointegrazione presenti tra più di due variabili.

La seconda tipologia di test è conosciuta con il nome di "Eigen value test", la quale invece va a verificare l'ipotesi che vi siano $r+1$ vettori di cointegrazione contro l'ipotesi che vi siano r vettori di cointegrazione.

- Trace test

H_0 : esistono almeno r valori Eigen (vettori di cointegrazione) positivi

H_1 : esistono più di r valori Eigen (vettori di cointegrazione) positivi

$$Tr(r) = -T \sum_{i=1+r}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (1.25)$$

- Eigen test
- H_0 : esistono esattamente r valori Eigen (vettori di cointegrazione) positivi
- H_1 : esistono esattamente $r+1$ valori Eigen (vettori di cointegrazione) positivi

$$\lambda_{max} = (r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_i) \quad (1.26)$$

dove

λ_i rappresenta la stima dei valori Eigen

T è il numero di osservazioni a disposizione

K rappresenta il numero di variabili endogene.

Questo test inizia dalla condizione per cui $r=0$ fino ad arrivare al momento in cui l'ipotesi nulla non può essere rifiutata. Il rango di cointegrazione viene ricavato a partire dal valore assunto da r .

1.5 – L'ANALISI DEI SISTEMI COINTEGRATI: VECM

In questo paragrafo si intende presentare il modello sul quale viene basata l'analisi dei sistemi cointegrati. Per fare questo l'attenzione verrà focalizzata sulla rappresentazione ECM (error correction model) dei modelli VAR, da cui VECM (vector error correction model, o vettore a correzione d'errore).

L'articolo di Hendry e Mizon, datato 1978, costituisce uno dei punti di svolta della modellistica econometrica, in quanto in esso è contenuta la proposta per una nuova classe di modelli nota come error correction model⁹.

Una delle proprietà più interessanti di questi modelli risiede nella possibilità di specificare i processi di aggiustamento di breve periodo delle variabili che compongono il modello, supponendo allo stesso tempo, la convergenza di queste ultime verso una o più situazioni di equilibrio nel lungo periodo, le quali rappresentano i precedentemente citati sentieri comuni della crescita o poli di attrazione. Inoltre i parametri VECM consentono di stabilire se questa convergenza

⁹ Tale proposta sarà poi formalmente presentata da Davidson, Hendry, Srba e Yeo nel 1978.

è veloce oppure lenta. Nel caso bivariato, supponendo che la relazione di equilibrio tra le variabili x e y sia esprimibile attraverso la seguente espressione:

$$y = \beta z \quad \text{oppure} \quad y - \beta z = 0 \quad (1.27)$$

con β che è uno scalare, il quale può essere noto oppure no, un VECM può scriversi nella seguente formulazione matematica:

$$\begin{aligned} \Delta Z_t &= \sum_{j=1}^{k-1} \gamma_{1j} \Delta z_{t-j} + \omega_{1j} \Delta y_{t-j} - \alpha_1 (y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + d(L) \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_t &= \sum_{j=1}^{k-1} \gamma_{2j} \Delta z_{t-j} + \omega_{2j} \Delta y_{t-j} - \alpha_2 (y_{t-1} - \beta z_{t-1}) + d(L) \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (1.28)$$

in cui $d(L)$ è un operatore polinomiale nel ritardo L di ordine finito, α_1 e α_2 sono due scalari dei quali almeno uno è diverso da zero, ed infine $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$ è un processo white noise con media nulla e varianza uguale a 1.

Nella (1.28) viene fatta l'ipotesi che le variabili dipendenti procedano ad un aggiustamento dinamico in funzione del divario (errore) osservato nei periodi precedenti tra i livelli realmente osservati e l'equilibrio suggerito dalla teoria. Le quantità $(y_{t-1} - \beta z_{t-1})$ rappresenta il termine di correzione d'errore (conosciuto anche come correzione d'equilibrio o correzione verso una situazione di equilibrio), mentre α_1 e α_2 misurano quella che è la velocità di aggiustamento verso la situazione di equilibrio (o se si preferisce verso il polo di attrazione).

Generalizzando quanto appena esposto al contesto multivariato, il processo vettoriale X_t ($p \times 1$) ammette una rappresentazione VECM, se può trovare rappresentazione nella seguente espressione:

$$\Gamma(L)(1 - L)X_t = -\alpha E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.29)$$

in cui $\Gamma(L)$ è un polinomio matriciale di dimensioni ($p \times p$) stazionario con $\Gamma(0) = I_p$, il quale regola la dinamica di breve periodo delle variabili; β e α sono matrici di dimensioni ($p \times r$) e di rango colonna pieno, tali che $\alpha \neq 0$ e $E_t = \beta' X_t$ è il vettore ($r \times 1$)

dei termini di correzione d'errore del modello, ed ε_t è il vettore ($p \times 1$) dei disturbi $I(0)$.

All'interno della (1.28) vengono combinati i vantaggi derivanti dall'utilizzo sia di variabili espresse in livelli ($\beta'X_t$) sia di variabili espresse in differenze prime ($\Gamma(L)(1-L)X_t$), in modo da poter modellare simultaneamente i processi di aggiustamento sia di breve che di lungo periodo.

La dimensione, in valore assoluto, del termine α , segnala se l'aggiustamento delle variabili è lento oppure veloce. Facendo l'ipotesi che il processo che porta a X_t sia proprio rappresentato dall'equazione (1.28), un primo ed importante risultato si ottiene nel caso in cui $X_t \sim I(1)$. Dato che il termine stazionario al primo membro $\Delta X_t = (1-L)X_t \sim I(0)$ non può uguagliare un processo non stazionario, ne deriva che $\beta'X_t \sim I(0)$, e cioè che $X_t \sim CI(1,1)$. Di converso, in Engle-Granger (1987), è possibile dimostrare che un processo $X_t \sim CI(1,1)$ può eventualmente essere rappresentato attraverso l'equazione (1.14).

Il legame che può stabilirsi tra cointegrazione e VECM consente il ricongiungimento di due filoni di ricerca della modellistica econometrica, ovvero quello iniziato da Box e Jenkins (1970) con l'introduzione dei processi a-teorici ARMA, e quello fondato sull'importanza delle stime strutturali suggerite a priori dalla teoria economica.

I modelli VAR, costituiscono una diretta estensione dei modelli dinamici in un contesto multivariato. In particolare, essi rappresentano una generalizzazione dei processi autoregressivi scalari AR. Dato X_t di dimensioni ($p \times 1$), come già visto il modello VAR può essere rappresentato dalla seguente equazione:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1.30)$$

dove $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega > 0$, $(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}') = 0_{p \times p} \quad \forall s > 0$, Π_i sono matrici di dimensioni ($p \times p$) per $i=1, 2, \dots, k$, con k che rappresenta l'ordine massimo del ritardo. L'equazione (1.15) può anche sintetizzata come segue:

$$\Pi(L)X_t = \varepsilon_t \quad (1.31)$$

in cui $\Pi(L) = I_p - \Pi_1 L - K\Pi_k L^k$ è la matrice polinomiale ($p \times p$) di ordine k dell'operatore ritardo L .

L'equazione (1.30) può anche essere interpretata come un particolare modello di regressione multivariata, quindi come la forma ridotta di un modello econometrico dinamico ad equazioni simultanee. Infatti se si definisce $F_t = (X'_{t-1}, \dots, X'_{t-k})'$ e $\Lambda = (\Pi_1, \dots, \Pi_k)$, allora è possibile giungere ad un'espressione del tipo $X_t = \Lambda F_t + \varepsilon_t$. Quando X_t è un processo stazionario, lo stimatore dei minimi quadrati di Λ risulta essere distorto ma consistente ed asintoticamente normale. A questo punto se ε_t risulta essere gaussiano, quest'ultimo coincide con lo stimatore di massima verosimiglianza.

Nell'ipotesi di variabili integrate, i modelli VAR permettono di esprimere la non-stazionarietà stocastica di X_t direttamente come la condizione sui parametri della matrice $\Pi(L)$. Data l'equazione (1.31), X_t risulta stazionario se le radici dell'equazione $\Pi(z) = 0$ sono tutte maggiori di 1, ovvero sono esterne al cerchio unitario del piano complesso. Quando alcune radici, sono in modulo uguali a 1, il processo vettoriale è non stazionario.

È importante sottolineare che un modello autoregressivo vettoriale può sempre essere parametrizzato nella forma VECM ponendo:

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_i - L - \Pi_i) \quad \text{con } i = 1, 2, \dots, (k-1) \tag{1.32}$$

$$\Gamma_k = -(I - \Pi_i - L - \Pi_k) = \Pi = -\Pi(1)$$

di modo che $\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$.

Volendo fare un breve riassunto, è possibile affermare che i modelli autoregressivi (VAR), rappresentano una formulazione speciale dei sistemi di equazioni simultanee. Questi ultimi trovano applicazione, nel momento in cui tutte le variabili considerate all'interno del modello, risultano essere stazionarie.

Tuttavia nel caso in cui queste ultime dovessero risultare non-stazionarie, allora il modello autoregressivo da prendere in considerazione dovrà essere quello del vettore a correzione d'errore (VECM). Esso sta a testimoniare la presenza di una relazione di cointegrazione tra le variabili. In buona sostanza, il VECM può

essere visto come un VAR, strutturato appositamente per essere utilizzato con variabili non-stazionarie, tra le quali esiste una relazione di cointegrazione.

Il VECM è uno dei modelli che consentono l'analisi delle serie storiche, il quale è in grado di stimare direttamente il livello a cui una variabile può essere riportata alla sua condizione di equilibrio dopo aver subito una shock da parte di un'altra variabile sempre considerata all'interno del modello stesso. Il VECM è particolarmente utile poiché permette di analizzare contemporaneamente sia la relazione di breve che quella di lungo periodo. Infine il sistema di equazioni in grado di descrivere il VECM(p) con rango di cointegrazione $r \leq k$, è il seguente:

$$\Delta y_t = c + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.33)$$

dove

Δ è l'operatore di differenziazione, con $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

Y_{t-1} è il vettore della variabile endogena con ritardo pari a 1

ε_t è il vettore dei residui

c è il vettore intercetta

Π è la matrice dei coefficienti di cointegrazione ($\Pi = \alpha\beta'$ con α che è il vettore di aggiustamento della matrice di ordine $(k \times r)$ e β che è il vettore di cointegrazione della matrice di ordine $(k \times r)$)

Γ_i è la matrice di ordine $(k \times k)$ dei coefficienti

A questo punto nel capitolo successivo, si andranno a presentare i dati utilizzati per l'indagine empirica e le principali risultanze delle stime effettuate.

2 – RISULTATI EMPIRICI

In questa sezione verranno presentati i risultati empirici circa la tematica oggetto del presente elaborato ovvero gli effetti prodotti su alcune variabili macroeconomiche (output produttivo, misurato come incremento del PIL, occupazione e capitale privato) da un incremento della dotazione di capitale pubblico.

L'indagine nello specifico riguarderà nove paesi, tutti appartenenti all'area OCSE, ossia: Francia, Germania, Grecia, Irlanda, Italia, Portogallo, Regno Unito, Spagna e Stati Uniti. La scelta dei paesi si basa sulla contrapposizione, avvenuta a partire dalla crisi economico-finanziaria del 2008, tra i paesi che avrebbero adottato comportamenti virtuosi (principalmente Francia e Germania) e paesi che al contrario non lo hanno fatto e che per questo sono stato ribattezzati con l'acronimo di PIIGS (ovvero Portogallo, Irlanda, Italia, Grecia e Spagna). Gli Stati Uniti sono stati inseriti in quanto rappresentano da sempre un paese di riferimento, sia per quanto riguarda le politiche adottate, ma anche per la grande disponibilità di dati.

Il presente capitolo è organizzato come segue: nel paragrafo 2.1 vi è l'esposizione circa la modalità di costruzione della serie storica sulla dotazione di capitale pubblico. Il paragrafo 2.2 invece presenterà le principali caratteristiche sulle serie storiche utilizzate per l'indagine empirica con riferimento al periodo 1960-2017 (per alcuni paesi la disponibilità dei dati copre solamente il periodo 1970-2017). I paragrafi 2.3, 2.4, 2.5 sono propedeutici a mostrare l'adeguatezza del VECM alla presente indagine. Nello specifico il paragrafo 2.3 si occuperà di fornire le principali risultanze dei test di stazionarietà. Il paragrafo 2.4 invece mostrerà quelli che sono i ritardi ottimali da applicare nei successivi test per indagare eventuali relazioni di cointegrazione, i cui risultati sono contenuti nel paragrafo 2.5. Il paragrafo 2.6 riguarderà le principali risultanze derivanti dalla stima del VECM mentre a conclusione, il paragrafo 2.7 presenterà i risultati della funzione impulse response.

2.1 – COSTRUZIONE DELLE SERIE STORICHE SULLA DOTAZIONE DI CAPITALE PUBBLICO

Con riferimento ai dati sullo stock di capitale pubblico, il presente lavoro è basato principalmente sull'aggiornamento delle stime ottenute con una propria elaborazione da Kamps (2005). Quest'ultimo infatti calcolò il valore della dotazione di capitale pubblico per 22 paesi OCSE con riferimento al periodo 1960-2001, di cui si è provveduto ad effettuare un aggiornamento al 2017, applicando una metodologia simile, per i soli paesi oggetto di indagine.

La mancanza di dati sullo stock di capitale pubblico per la maggior parte dei paesi occidentali, ha rappresentato il principale motivo per cui soprattutto i primi studi empirici effettuati su questa tematica, si siano focalizzati quasi esclusivamente sugli Stati Uniti. Con il passare del tempo, i singoli paesi, hanno iniziato a raccogliere dati su questa variabile, sulla base dei quali, successivamente la stessa OCSE ha costruito un database, di notevoli dimensioni.

Nonostante ciò permaneva un grosso svantaggio: i dati non erano fra di loro comparabili (addirittura in alcuni casi vi erano delle differenze particolarmente ampie tra paesi con caratteristiche simili), in quanto le tecniche di stima adottate, erano differenti da paese a paese. Questa è anche la ragione per cui, a partire dal 1997, l'OCSE ha sospeso l'aggiornamento del già citato database.

Ad oggi, non tutti i paesi hanno adottato metodi di stima simili, nonostante al riguardo siano giunte diverse indicazioni sia dal SNA¹⁰ che dall'OCSE. Allo stato attuale il risultato è che non esistono ancora serie sullo stock di capitale pubblico, che permettano una effettiva comparabilità tra i vari paesi, a causa della componente di stima soggettiva a cui prima si è accennato.

L'obiettivo di questo paragrafo, è di fornire dei dati circa lo stock di capitale pubblico che permettano di effettuare un confronto tra i paesi presi in considerazione, per il periodo che va dal 1960 al 2017 (come prima anticipato, per alcuni paesi la disponibilità dei dati inizia dal 1970). Per il calcolo sarà utilizzato il metodo dell'inventario permanente basato sullo schema del deprezzamento geometrico.

¹⁰ System of national account

L'elemento basilare per l'ottenimento delle stime sulla dotazione di capitale pubblico, è rappresentato dai dati sull'investimento pubblico. Per questi ultimi, mentre Kamps, ha fatto ricorso al database analitico dell'OCSE aggiornato al giugno 2002, nel presente lavoro si è preferito utilizzare la stessa tipologia di dato, ma con riferimento al database Ameco. Le serie ottenute, presentano due caratteristiche principali: sono espresse in prezzi costanti (anno base 2010) e sono espresse in milioni di dollari.

Si è preferito utilizzare le serie storiche sull'investimento pubblico rinvenibili dal database Ameco, non solo per una questione di affinità con le serie storiche relative alle altre variabili, ma anche in quanto i dati sono suddivisi in base al settore istituzionale. Quest'ultima caratteristica li rende già di per sé maggiormente comparabili rispetto alle serie rinvenibili dai singoli database nazionali, evitando quindi l'utilizzo di ulteriori elaborazioni.

A tal proposito è necessario sottolineare che la definizione di settore pubblico sottostante i dati sugli investimenti, varia non solo tra i vari paesi oggetto di indagine, ma anche in base alla fonte dell'investimento stesso. Le definizioni generalmente utilizzate, per i paesi oggetto di indagine, sono principalmente tre¹¹: 1) investimento del settore pubblico in generale (public investment of the general government) 2) investimento del settore pubblico non finanziario (public investment of the nonfinancial public sector), 3) investimenti realizzati da unità economiche etichettate come "Amministrazioni pubbliche, servizi di difesa e servizi obbligatori di sicurezza sociale" (definizione limitata di settore pubblico) e come "Amministrazioni pubbliche, servizi educativi, assistenza sociale e settore sanitario" (definizione ampia di settore pubblico).

Il concetto di definizione limitata o ampia di settore pubblico, si rifà all'International Industrial Standard Classification (ISIC). Un aspetto degno di nota è che le prime due definizioni fornite, utilizzano il criterio del settore istituzionale, mentre l'ultima, quello attinente all'attività economica svolta.

¹¹ La definizione di settore pubblico fornita dai principali organismi comunitari ed internazionali, tra cui il FMI, è la seguente: "per settore pubblico si intende qualsiasi entità produttrice di servizi di interesse pubblico". Questa categoria, per sommi capi corrisponde alla definizione di settore pubblico sottostante i dati presenti nelle serie sull'investimento pubblico raccolte su base nazionale. Tuttavia vi è un'importante differenza, la quale risiede nel fatto che lo stock di capitale pubblico secondo l'OCSE (1997) è basato su di una classificazione delle attività economiche in accordo con il SNA del 1968, anche se i dati nazionali sono al contrario basati sulla stessa classificazione, ma in accordo con il SNA 1993.

Soffermandosi sulla metodologia applicata per ottenere le stime sulla dotazione di capitale pubblico (a prezzi costanti), si è fatto riferimento a quelle che sono le regole basilari dettate in materia dai principali organismi comunitari ed internazionali, nello specifico, dall'OCSE, dalla Banca Centrale Europea e dall'U.S. Bureau of Economic Analysis. Il metodo applicato, come già anticipato nelle righe precedenti è quello dell'inventario permanente. Riprendendo brevemente alcuni concetti, l'idea generale alla base di tale metodologia, è che la dotazione di capitale all'inizio del periodo K_{t+1} , può essere espressa come funzione del capitale al periodo k_t , al quale viene sommato l'ammontare dell'investimento lordo al periodo t , I_t , e sottratto il deprezzamento al periodo t , D_t ¹². Di conseguenza la funzione assume la seguente espressione matematica:

$$K_{t+1} = K_t + I_t - D_t \quad (2.1)$$

Un'ulteriore assunzione riguarda invece l'utilizzo del metodo di deprezzamento geometrico (il che sostanzialmente significa che la dotazione di capitale pubblico si deprezza ad un tasso costante nel tempo δ_t).

Di conseguenza, la formula precedente può essere anche riscritta nella seguente modalità:

$$K_{t+1} = (1 - \delta_t)K_t + I_t \quad (2.2)$$

Tale metodo viene apostrofato come "perpetuo", in quanto tutti gli asset entrano per sempre a far parte dell'inventario alla base della stima della dotazione di capitale pubblico. Sicuramente il valore e la quantità-qualità di servizi che questi ultimi sono in grado di fornire, diminuiscono con il passare del tempo, a causa del declino e dell'obsolescenza tecnologica a cui esso sono sottoposti, ma non raggiunge mai zero.

¹² I termini deprezzamento e consumo di capitale, vengono considerati dall'autore come interscambiabili e di conseguenza vengono utilizzati indistintamente. In realtà il deprezzamento viene calcolato sulla base dei costi storici di acquisti, mentre il consumo di capitale pubblico, sulla base dei prezzi di mercato.

Ciò può essere dimostrato sostituendo costantemente (quindi in modo perpetuo) l'equazione precedente per la stima della dotazione di capitale pubblico all'inizio del periodo t , ottenendo:

$$K_{t+1} = \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \delta_t)^i I_{t-1} \quad (2.3)$$

Questa espressione mostra la dotazione di capitale pubblico all'inizio del periodo $t+1$; essa è il risultato della sommatoria ponderata degli investimenti realizzati nei periodi precedenti, in cui il peso utilizzato per la ponderazione è una funzione decrescente della distanza tra il periodo corrente e l'investimento effettuato.

È giusto citare che nel caso in cui un flusso costante di investimenti passati non sia disponibile, l'equazione precedente può essere sostituita dalla seguente espressione:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)^t K_1 + \sum_{i=0}^{t-1} (1 - \delta)^i I_{t-i} \quad (2.4)$$

dove K_1 è lo stock di capitale disponibile all'inizio del periodo 1.

In base a quanto evidenziato da quest'ultima espressione, l'applicazione del metodo dell'inventario permanente richiede che vengano rispettate alcune condizioni fondamentali per una sua corretta applicazione: 1) sono necessarie le serie storiche contenenti i dati sul flusso degli investimenti (per la presente elaborazione si è fatto ricorso, come detto, al database Ameco); 2) è necessario procedere con l'elaborazione di una stima "fittizia" circa la dotazione iniziale di capitale pubblico; 3) deve essere individuato a priori un metodo di deprezzamento (come già anticipato, si utilizza il metodo di deprezzamento geometrico).

Uno degli aspetti più controversi e di difficile spiegazione è quello enunciato al precedente punto 2), ovvero conoscere con esattezza la dotazione di capitale pubblico all'inizio del periodo preso come riferimento per l'indagine. In verità questo dato non esiste per nessun paese ad eccezione degli Stati Uniti. Ciò significa che per gli altri paesi oggetto di indagine è necessaria l'elaborazione di una qualche metodologia circa la "costruzione" di questo valore. Per questo motivo,

Kamps ha costruito una serie artificiale relativa ai dati sull'investimento pubblico per il periodo che va dal 1860 al 1959, assumendo che quest'ultimo aumenti del 4% da un anno all'altro. In questo modo si arriva ad ottenere il livello osservato nel 1960, che appunto rappresenta l'anno di partenza dello studio.

Il fondamento logico alla base di tale assunzione, risiede nel fatto che l'investimento pubblico, nei paesi e per il periodo oggetto di indagine, aumenta appunto del 4% ogni anno. Di conseguenza, è possibile assumere con un certo grado di probabilità che il tasso di crescita della variabile considerata, nel periodo immediatamente precedente (1860-1959) sia all'incirca lo stesso del periodo osservato (1960-2001).

Questa assunzione implica anche che l'investimento e la dotazione di capitale crescano regolarmente (anzi si potrebbe dire linearmente), durante il periodo 1860-1959. Naturalmente ciò rappresenta una semplificazione che ha necessità di essere in qualche modo giustificata, soprattutto per il fatto che questo arco temporale annovera la presenza di ben due guerre mondiali che hanno portato ad una distruzione pressoché totale in alcuni paesi¹³.

La problematica più significativa che emerge con riferimento a questo aspetto è legata principalmente alla sua influenza o meno, nei riguardi della serie storica fittizia sugli investimenti (1860-1959), la quale è alla base del lavoro di stima per il periodo successivo (1960-2001). In realtà ci sono due ragioni per cui i danni causati dalla guerra non hanno avuto un impatto così profondo in relazione alla possibile problematica citata. La prima è ascrivibile al fatto che i paesi che hanno subito i danni maggiori, sono anche quelli che in seguito alla conclusione del secondo conflitto mondiale, sono cresciuti più velocemente, rispetto ai paesi che ne hanno subiti pochi o addirittura nessun danno¹⁴. Ciò naturalmente è dovuto in via prioritaria e quasi esclusiva alla ricostruzione post-bellica ed allo stesso tempo

¹³ Alcuni autori (cfr. Maddison), hanno stimato che la perdita sulla dotazione di capitale causata dalla guerra, è stata del 3% nel Regno Unito, del 8% in Francia, del 10% in Olanda, del 16% in Germania e del 25,7% in Giappone. Queste cifre tuttavia hanno un ampio margine di incertezza, specialmente se si prende in considerazione il fatto che altri autori (cfr. Ritschl), hanno invece stimato che alcuni paesi, già nel 1945, avevano raggiunto una dotazione di capitale più elevata rispetto ai livelli presenti nel periodo immediatamente precedente lo scoppio della guerra, negando quindi che i danni causati da quest'ultima fossero così gravi.

¹⁴ Ad esempio tra il 1950 e il 1973 il Giappone ebbe un tasso di crescita del PIL mediamente del 9,4%, la Germania del 5,9%, gli Stati Uniti del 3,7%.

rappresenta una testimonianza alquanto attendibile circa il fatto che il PIL potrebbe essere tornato sulla sua tendenza di lungo periodo già entro il 1960¹⁵.

La seconda ragione, è dovuta al fatto che la forte crescita fatta registrare dal PIL nel secondo dopoguerra, fu accompagnata da un altrettanto veloce e notevole incremento degli investimenti e dello stock di capitale. Per le stesse motivazioni, anche in questo caso, è possibile assumere che il capitale pubblico sia tornato sulla sua tendenza di lungo periodo entro il 1960¹⁶.

In buona sostanza, vi sono numerosi spunti per poter affermare che gli effetti dei danni provocati dalla guerra sullo stock di capitale nei paesi che ne furono maggiormente colpiti, sparirono successivamente al 1960, ovvero che nel 1960 lo stock di capitale era tornato sulla sua tendenza di lungo periodo. È doveroso anche sottolineare che la portentosa crescita che seguì al secondo conflitto mondiale, conosciuta nei libri di storia con l'appellativo di "*miracolo economico*", non fu del tutto uniforme nei paesi che furono coinvolti. In generale infatti i paesi che riportarono i danni maggiori furono anche quelli che fecero registrare i tassi di crescita più elevati. Basandosi sulle evidenze fin qui descritte, Kamps ha scelto di non apportare nessuna correzione statistica alle sue stime per il periodo 1860-1959, propedeutiche al calcolo della dotazione di capitale pubblico all'inizio del 1960.

Le successive assunzioni riguardano la dimensione prima ed il profilo temporale poi, del tasso di deprezzamento. Kamps ha assunto che con riferimento alla dotazione di capitale pubblico, essi variassero con il passare del tempo per lo stock di capitale pubblico. Ciò permette di tenere in debita considerazione il modello empirico alla base del calcolo del tasso di deprezzamento¹⁷. Per il calcolo

¹⁵ Ad esempio, il tasso di crescita del PIL reale rimase stabile nella Germania dell'Ovest nonostante i danni causati dalla seconda guerra mondiale. Le ricostruzioni basate sui dati, da parte di alcuni autori (cfr. Ritschl e Spoerer), testimoniano un tasso di crescita del PIL pari al 2,9% per il periodo 1938-1960 e del 3,1% per il periodo 1960-1990 anche se quasi sicuramente il PIL non ebbe un tasso di crescita regolare nel primo sotto-periodo.

¹⁶ È anche necessario sottolineare che la caduta registrata nell'output produttivo a causa della guerra, fu molto più pronunciata rispetto a quella fatta registrare dallo stock di capitale, implicando con ciò che il gap tra il livello della dotazione di capitale alla fine della seconda guerra mondiale e il suo trend di lungo periodo fu più ristretto di quello fatto registrare dal PIL.

¹⁷ Il lavoro svolto dall'autore assume che il profilo del deprezzamento sia lo stesso tra tutti i paesi oggetto di indagine. Naturalmente questa rappresenta un'assunzione particolarmente forte in quanto, solitamente i singoli stati nelle proprie statistiche nazionali utilizzano un proprio e specifico profilo di deprezzamento, in virtù del fatto che ognuno di essi ha le proprie specificità in relazione a tale tematica. È pur vero però che nessun paese, ad eccezione degli Stati Uniti, ha svolto indagini approfondite che portino contributi fattivi circa i fattori soggettivi che influenzano il tasso di deprezzamento prescelto. Per questa ragione e per motivazioni legate alla comparabilità dei dati tra i diversi paesi l'autore ha scelto di utilizzare un profilo di deprezzamento omogeneo.

di quest'ultimo è necessario provvedere all'utilizzo di un cosiddetto tasso di obsolescenza (o anche demolizione o anche vetustà), il quale può essere rappresentato attraverso la seguente espressione matematica:

$$s_t = \frac{D_t}{K_t} * 100 \quad (2.5)$$

Per quanto finora affermato, Kamps si è basato sulle seguenti fattispecie per procedere al calcolo del profilo temporale e della dimensione del tasso di deprezzamento: 1) per il periodo che va dal 1860 al 1960, si assume che il tasso di deprezzamento sia il 2,5% per gli asset rientranti nella definizione di capitale pubblico; 2) per il periodo che va dal 1960 al 2001, si assume che il tasso di deprezzamento aumenti gradualmente dal 2,5% a 4%.

L'equazione seguente formalizza, quanto finora esplicitato solamente a parole:

$$\delta_t^j = \delta_{\min}^j * \left(\left(\frac{\delta_{\max}^j}{\delta_{\min}^j} \right) \frac{1}{56} \right) t - 2016 + 56 \quad (2.6)$$

dove δ_{\max}^j è il tasso di deprezzamento per $t=2016$, mentre δ_{\min}^j è il tasso di deprezzamento per $t=1960$.

Infine la dotazione di capitale netto reale all'inizio del periodo $t+1$ per la categoria di investimenti j può essere espresso secondo la seguente formulazione matematica:

$$\begin{aligned} K_{t+1}^j &= \sum_{i=1860}^{t-1} \left[\prod_{k=i+1}^t (1 - \delta_k^j) \right] \left(1 - \frac{\delta_i^j}{2} \right) I_i^j + \left(1 - \frac{\delta_t^j}{2} \right) I_t^j \\ &= (1 - \delta_t^j) K_t^j + \left(1 - \frac{\delta_t^j}{2} \right) I_t^j \quad (2.7) \end{aligned}$$

Da notare che lo stock di capitale è posto uguale a zero al periodo iniziale cioè nel 1860.

Quest'ultima equazione si differenzia dalle precedenti per due motivazioni, le quali tuttavia rendono più realistiche le stime ottenute.

La prima riguarda la presenza di un tasso di deprezzamento che varia nel corso del tempo. La seconda risiede nella supposizione circa il fatto che vengano realizzati anche altri investimenti nel corso dell'anno di riferimento. Al contrario, le precedenti equazioni assumevano che gli investimenti fossero realizzati all'inizio o alla fine del periodo di riferimento, ma in realtà essi possono essere realizzati anche nel corso del periodo di riferimento.

Le motivazioni alla base delle citate assunzioni sono in larga parte condivisibili. Ciò rappresenta la ragione per cui si è deciso di utilizzarla anche con riguardo all'aggiornamento delle serie storiche sulla dotazione di capitale pubblico a suo tempo realizzate da Kamps.

2.2 – DATI

In questa sezione vengono fornite le principali statistiche descrittive e la rappresentazione grafica delle serie storiche utilizzate per l'indagine empirica.

Con riferimento alle statistiche descrittive tra gli altri, vengono riportati la media, la mediana, il valore massimo e quello minimo, la deviazione standard, e l'indice di asimmetria.

Ad eccezione dei dati sullo stock di capitale pubblico, per i quali si è proceduto ad una specifica elaborazione, sulla cui metodologia è stato dedicato il paragrafo precedente, le altre serie storiche, riguardanti l'occupazione, il PIL e il capitale privato, provengono dal database Ameco e contengono i dati per il periodo che va dal 1960 al 2017 (per alcuni paesi l'anno di partenza circa la disponibilità delle serie storiche è il 1970).

I dati sulla dotazione di capitale pubblico, sul capitale privato e sul PIL (per persona occupata), sono espressi in milioni di dollari e a prezzi costanti considerando come anno base il 2010. Invece i dati sull'occupazione sono espressi in migliaia di persone effettivamente occupate ovvero sottraendo al complesso

dell'intera forza lavoro¹⁸ l'ammontare delle persone disoccupate per l'intero sistema economico, senza alcuna differenza tra i vari settori in cui vi è la possibilità di occupazione.

L'esposizione di tali dati verrà effettuata sia attraverso tabelle e grafici di sintesi, sia per ogni singolo paese oggetto di indagine. Ultima precisazione i dati sono espressi sotto forma di logaritmo naturale. In questo modo viene ridotta la varianza al fine di ottenere stime più robuste.

VARIABILE	PAESI	PERIODO	FONTE
Occupazione	Francia, Germania,	1960-2017	Ameco
Prodotto interno lordo (PIL)	Grecia, Irlanda, Italia,	1960-2017	Ameco
Capitale privato	Portogallo, Regno Unito,	1960-2017	Ameco
Capitale pubblico	Spagna, Stati Uniti	1960-2017	Propria elaborazione

Tabella 1 – Sintesi variabili oggetto di indagine

Di seguito si offre una rappresentazione grafica, accompagnata dalle tabelle sulle principali statistiche descrittive delle variabili oggetto di indagine, classificandole in base a due criteri en specifici: dapprima con riferimento ad ogni variabile per tutti i paesi presi in considerazione e successivamente con riferimento ad ogni paese per tutte le variabili.

¹⁸ Con il totale forza lavoro si intendono le persone occupate sia di sesso maschile che di sesso femminile. Questa precisazione è opportuna in quanto esistono anche statistiche che consentono una classificazione dei dati per sesso.

CAPITALE PRIVATO

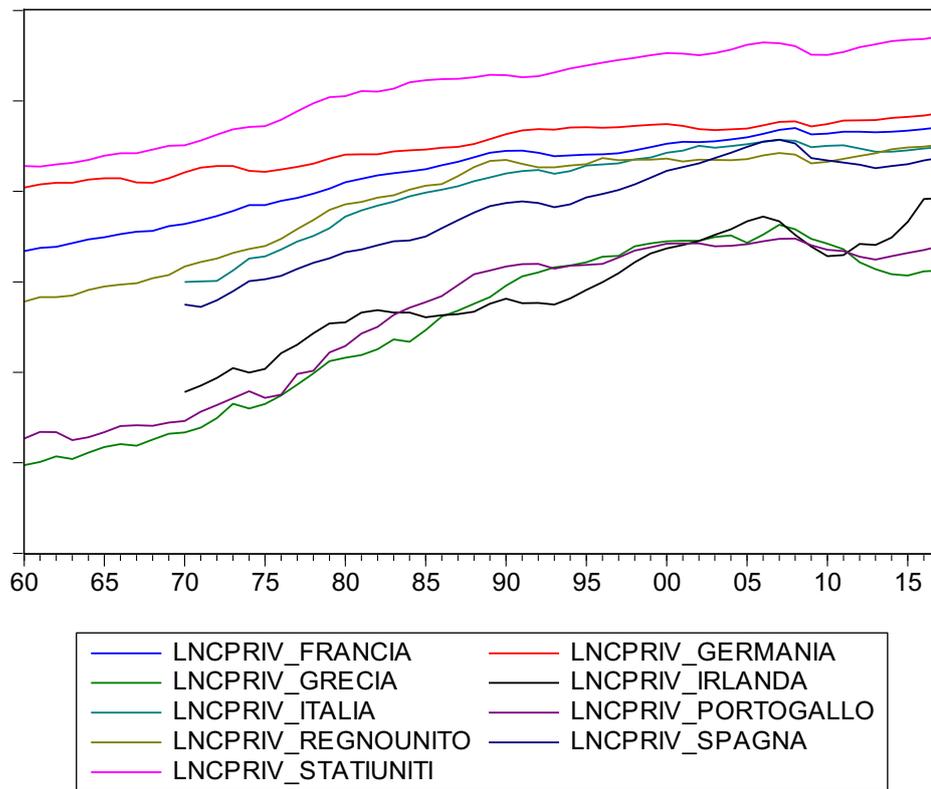


Grafico 1 – Serie capitale privato

CAPITALE PUBBLICO

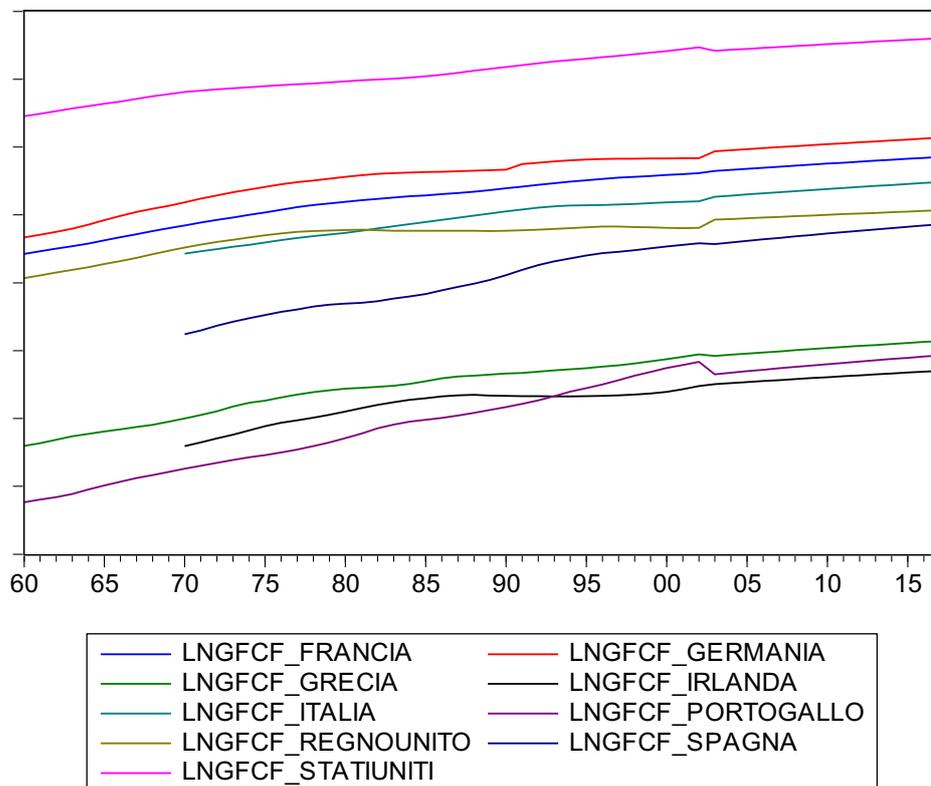


Grafico 2 – Serie capitale pubblico

OCCUPAZIONE

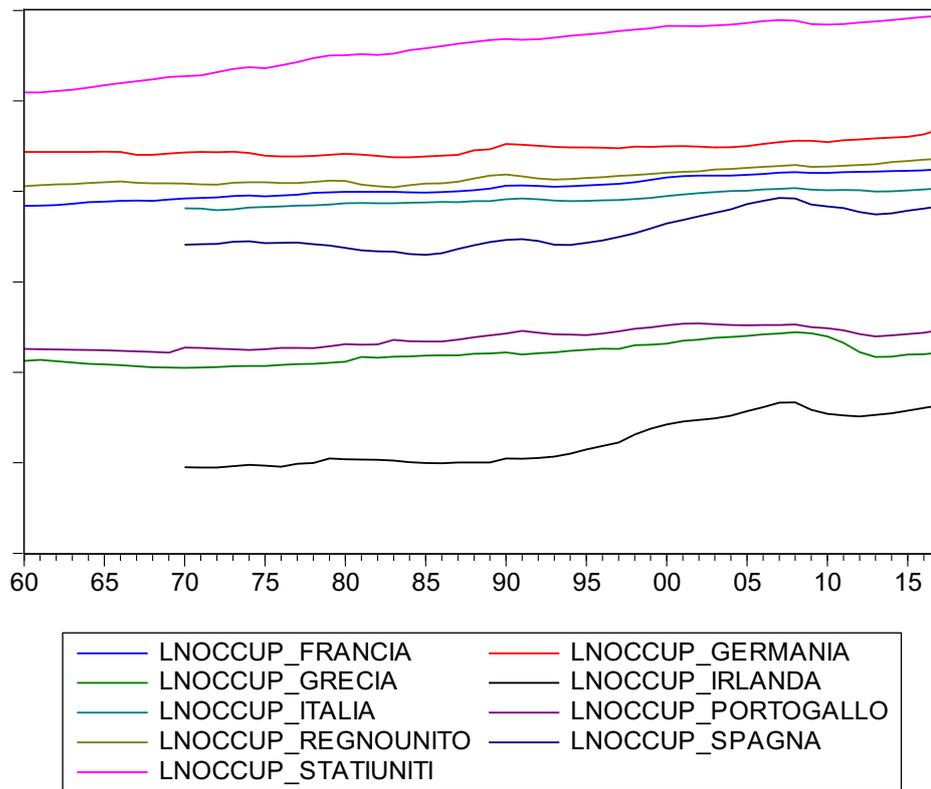


Grafico 3 – Serie occupazione

PIL

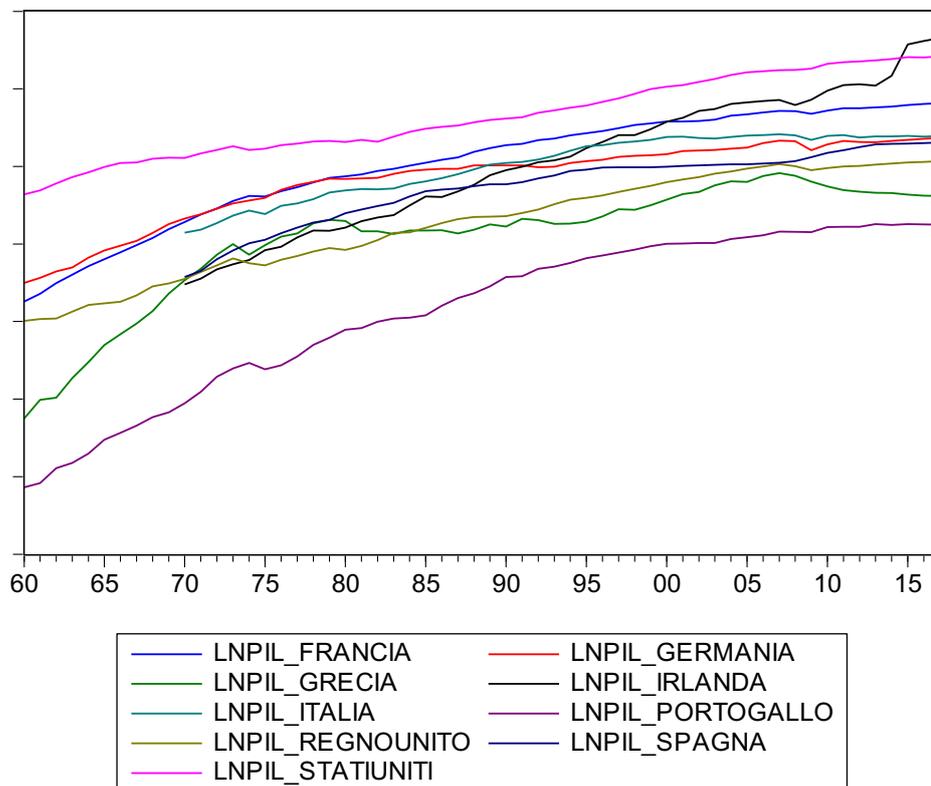


Grafico 4 – Serie PIL

FRANCIA

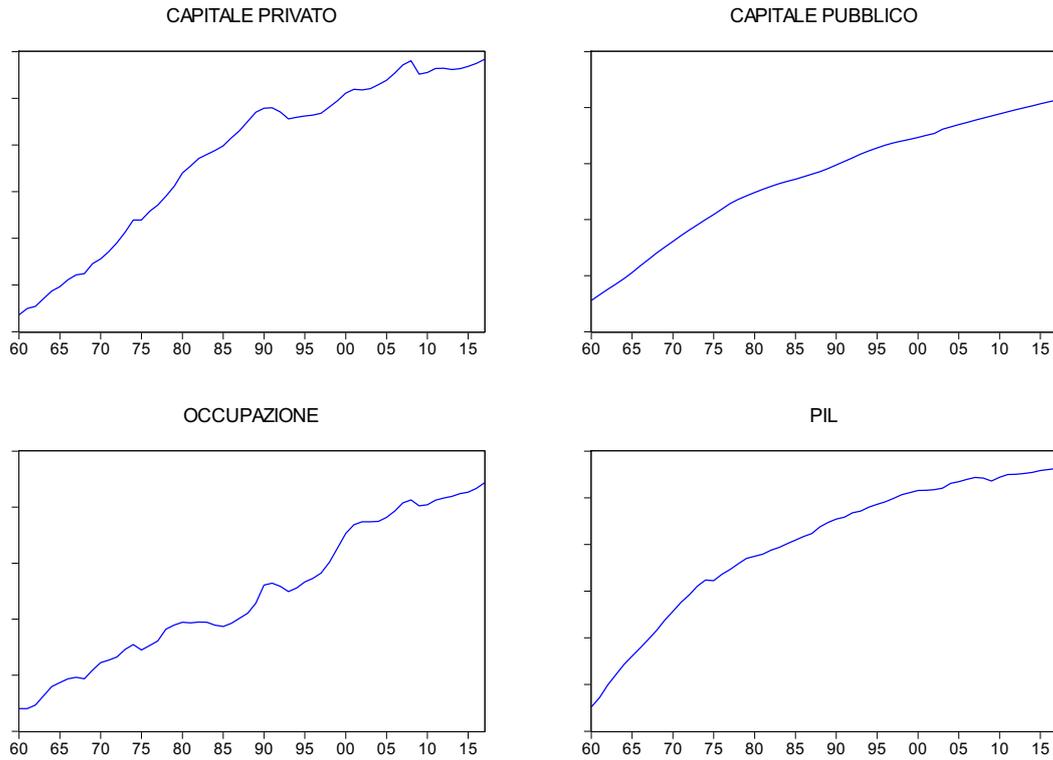


Grafico 5 – Serie Francia

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	0.386082	6.294586	10.04497	4.004084
Median	0.765420	6.353896	10.01967	4.106137
Maximum	1.417367	6.854019	10.24351	4.407387
Minimum	-1.318635	5.423431	9.840150	3.129500
Std. Dev.	0.871957	0.412712	0.123773	0.360497
Skewness	-0.591406	-0.537089	0.108691	-0.844128
Kurtosis	1.943347	2.184205	1.732832	2.650608
Jarque-Bera	6.079263	4.396832	3.994678	7.183018
Probability	0.047853	0.110979	0.135696	0.027557
Sum	22.39274	365.0860	582.6081	232.2368
Sum Sq. Dev.	43.33759	9.708855	0.873222	7.407621

Tabella 2 – Serie Francia

GERMANIA

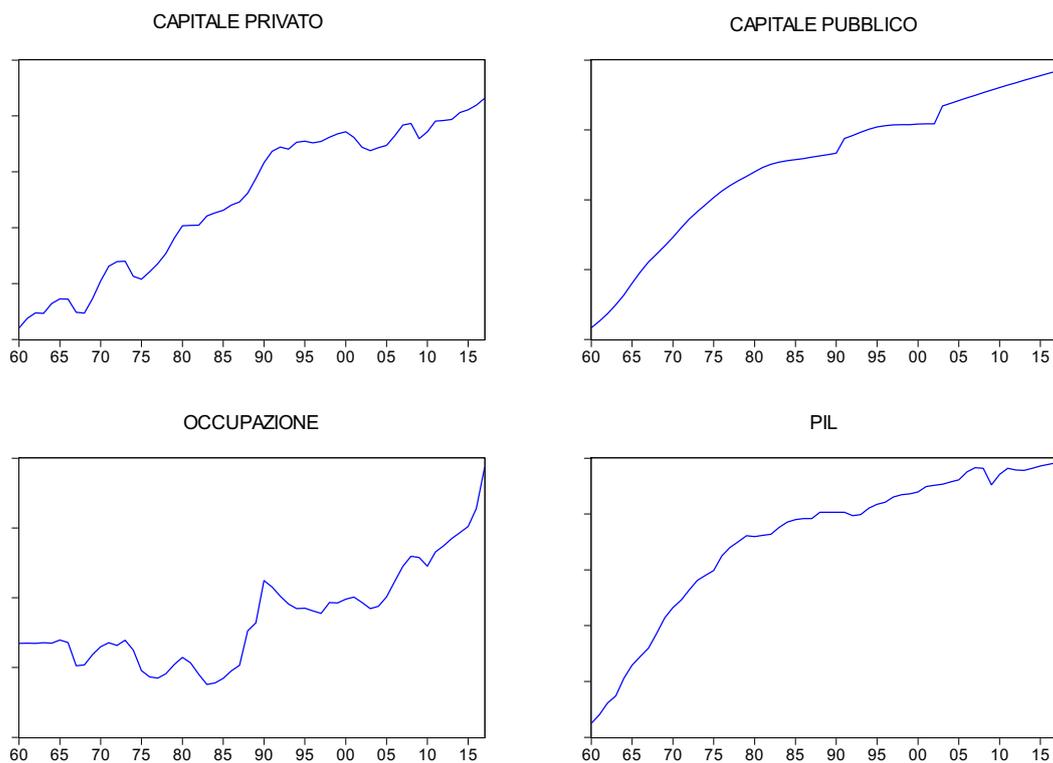


Grafico 6 – Serie Germania

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	0.998619	6.602964	10.47137	3.909257
Median	1.099478	6.655341	10.45832	3.995751
Maximum	1.726401	7.137402	10.68699	4.183916
Minimum	0.081674	5.666193	10.37590	3.249621
Std. Dev.	0.516948	0.405102	0.070776	0.259197
Skewness	-0.342579	-0.752166	0.794304	-1.119147
Kurtosis	1.614906	2.629350	3.166917	3.185715
Jarque-Bera	5.770821	5.800962	6.166213	12.19074
Probability	0.055832	0.054997	0.045817	0.002253
Sum	57.91990	382.9719	607.3395	226.7369
Sum Sq. Dev.	15.23238	9.354140	0.285524	3.829446

Tabella 3 – Serie Germania

GRECIA

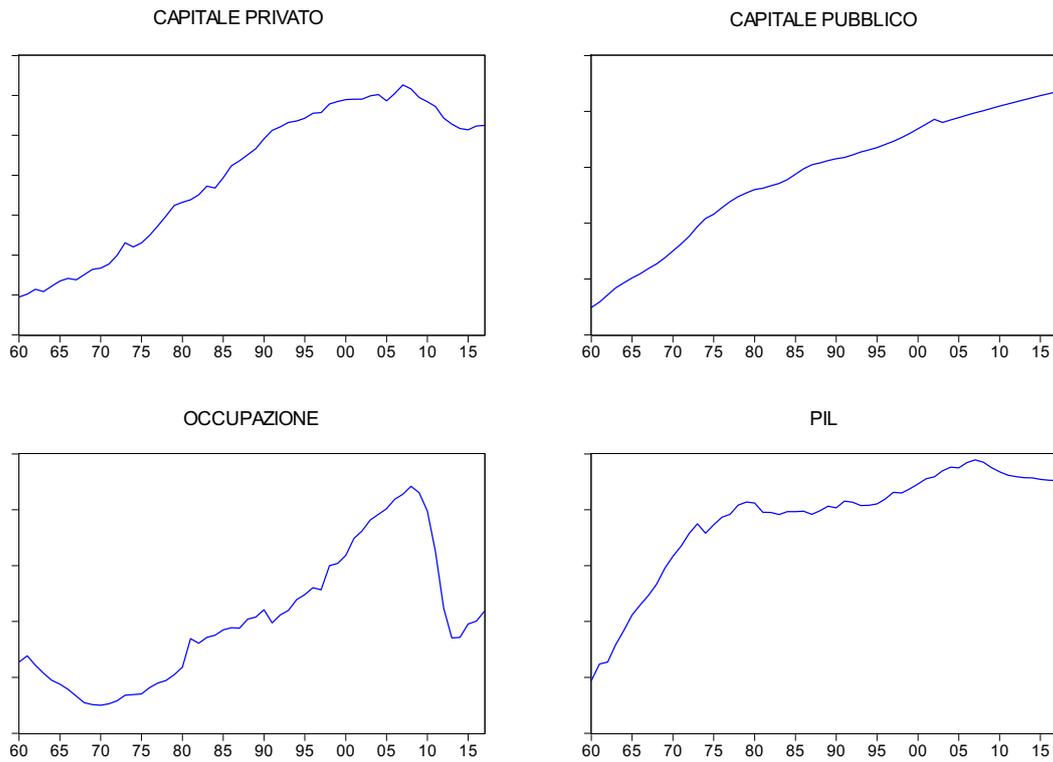


Grafico 7 – Serie Grecia

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	-2.984691	3.536767	8.202113	3.530419
Median	-2.411348	3.639380	8.188422	3.630399
Maximum	-0.736701	4.140598	8.441879	3.956747
Minimum	-6.053664	2.595359	8.049937	2.375141
Std. Dev.	1.789779	0.452753	0.116239	0.392765
Skewness	-0.415094	-0.546687	0.560348	-1.479494
Kurtosis	1.631647	2.138181	2.253545	4.369303
Jarque-Bera	6.190540	4.683977	4.381795	25.69061
Probability	0.045263	0.096136	0.111816	0.000003
Sum	-173.1121	205.1325	475.7226	204.7643
Sum Sq. Dev.	182.5886	11.68415	0.770162	8.793062

Tabella 4 – Serie Grecia

IRLANDA

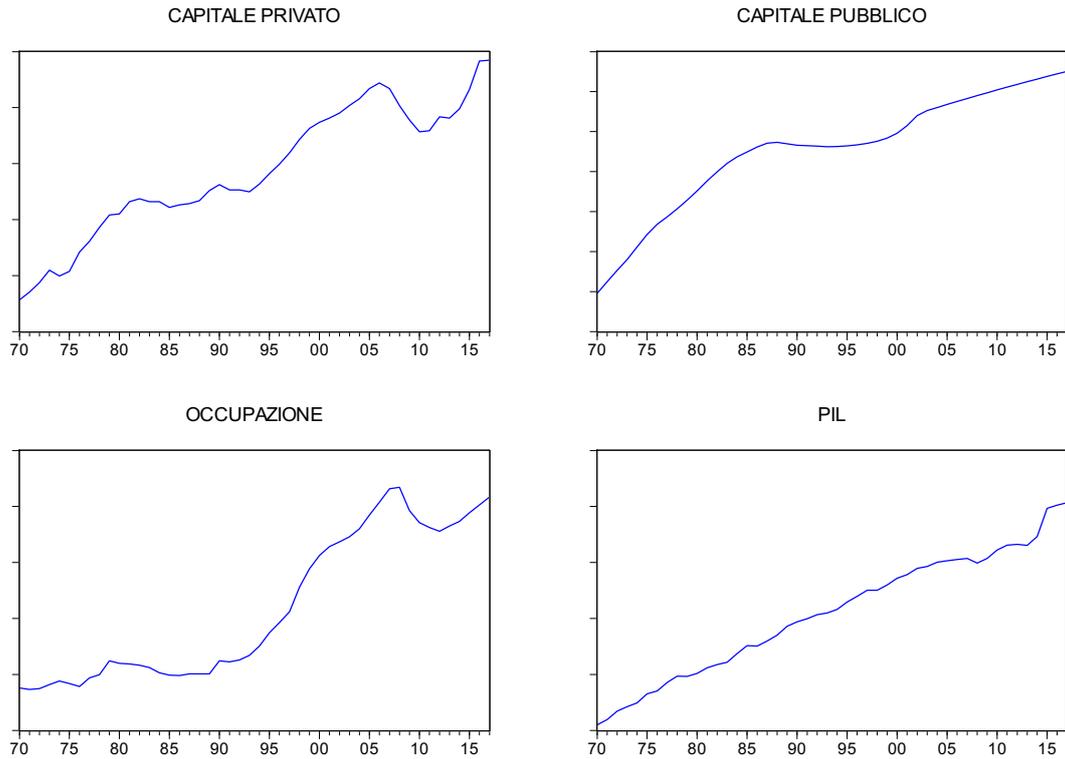


Grafico 8 – Serie Irlanda

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	-2.133619	3.307830	7.237296	4.037962
Median	-2.370800	3.336106	7.084669	4.051433
Maximum	-0.150741	3.701855	7.668701	4.828175
Minimum	-4.434861	2.591421	6.946171	3.239380
Std. Dev.	1.154450	0.290495	0.263240	0.438705
Skewness	-0.203959	-0.800748	0.369072	-0.101441
Kurtosis	2.104287	2.918776	1.395144	1.950327
Jarque-Bera	1.937398	5.142778	6.240837	2.285950
Probability	0.379577	0.076429	0.044139	0.318869
Sum	-102.4137	158.7758	347.3902	193.8222
Sum Sq. Dev.	62.63951	3.966196	3.256886	9.045699

Tabella 5 – Serie Irlanda

ITALIA

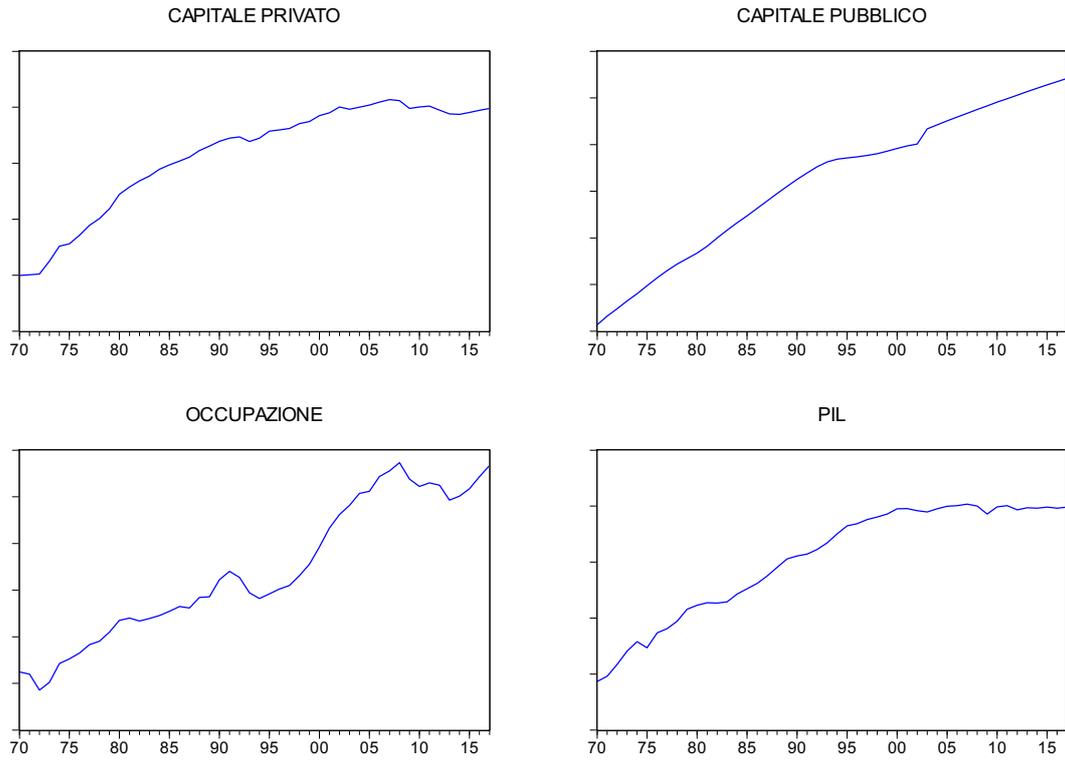


Grafico 9 – Serie Italia

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	0.150128	6.043550	9.920539	4.012099
Median	0.459585	6.131554	9.902940	4.084683
Maximum	1.137217	6.483914	10.03661	4.206913
Minimum	-2.005478	5.427245	9.792849	3.573514
Std. Dev.	0.967169	0.310606	0.074179	0.199189
Skewness	-0.984241	-0.411450	0.106791	-0.696961
Kurtosis	2.703565	1.988380	1.724851	2.141377
Jarque-Bera	7.925594	3.401083	3.343244	5.360509
Probability	0.019010	0.182585	0.187942	0.068546
Sum	7.206156	290.0904	476.1859	192.5807
Sum Sq. Dev.	43.96453	4.534373	0.258619	1.864787

Tabella 6 – Serie Italia

PORTOGALLO

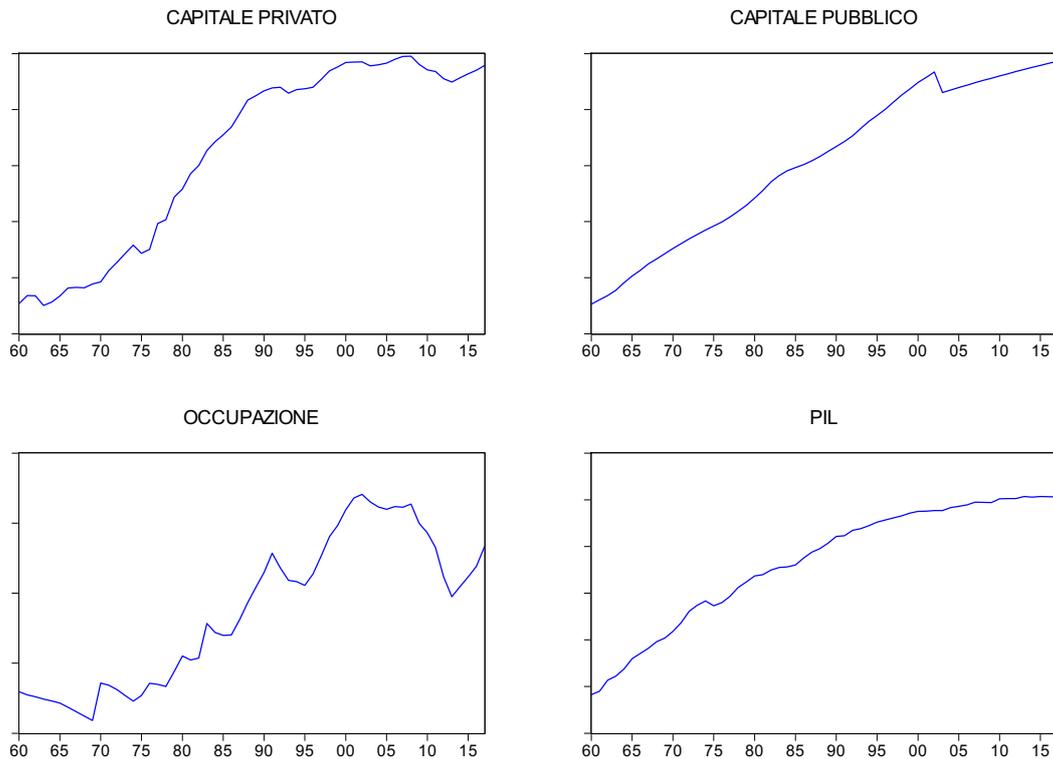


Grafico 10 – Serie Portogallo

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	-2.764826	3.039164	8.374158	3.064248
Median	-1.791746	3.103778	8.390745	3.204868
Maximum	-1.045808	3.929585	8.540994	3.628705
Minimum	-5.496882	1.764063	8.218298	1.931069
Std. Dev.	1.646860	0.693572	0.105702	0.519693
Skewness	-0.527933	-0.316043	0.064608	-0.675363
Kurtosis	1.586804	1.715658	1.555658	2.210613
Jarque-Bera	7.520606	4.951913	5.081818	5.915012
Probability	0.023277	0.084083	0.078795	0.051948
Sum	-160.3599	176.2715	485.7011	177.7264
Sum Sq. Dev.	154.5925	27.41937	0.636852	15.39463

Tabella 7 – Serie Portogallo

REGNO UNITO

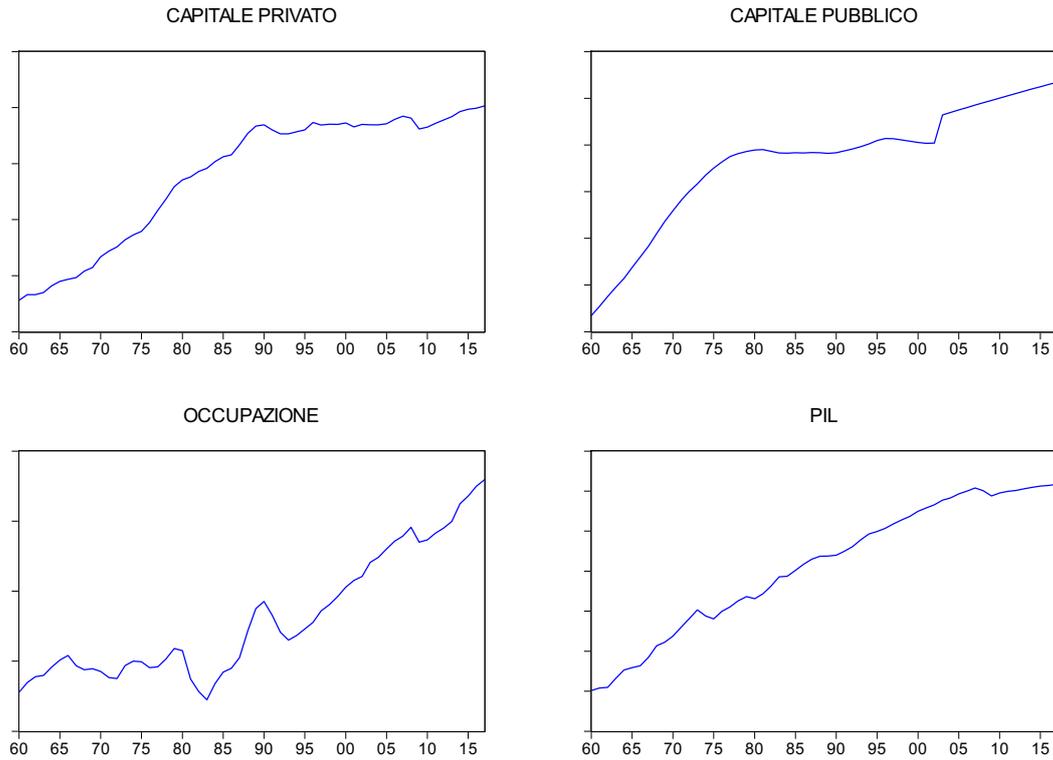


Grafico 11 – Serie Regno Unito

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	-0.197139	5.731826	10.16154	3.627356
Median	0.530221	5.774116	10.13342	3.674679
Maximum	1.030718	6.068145	10.35920	4.033641
Minimum	-2.440478	5.068997	10.04477	3.003638
Std. Dev.	1.153700	0.254524	0.088925	0.326207
Skewness	-0.746983	-1.049955	0.685614	-0.381715
Kurtosis	1.970713	3.429485	2.166144	1.893684
Jarque-Bera	7.954133	11.10235	6.224330	4.366338
Probability	0.018741	0.003883	0.044505	0.112684
Sum	-11.43406	332.4459	589.3696	210.3866
Sum Sq. Dev.	75.86841	3.692590	0.450735	6.065410

Tabella 8 – Serie Regno Unito

SPAGNA

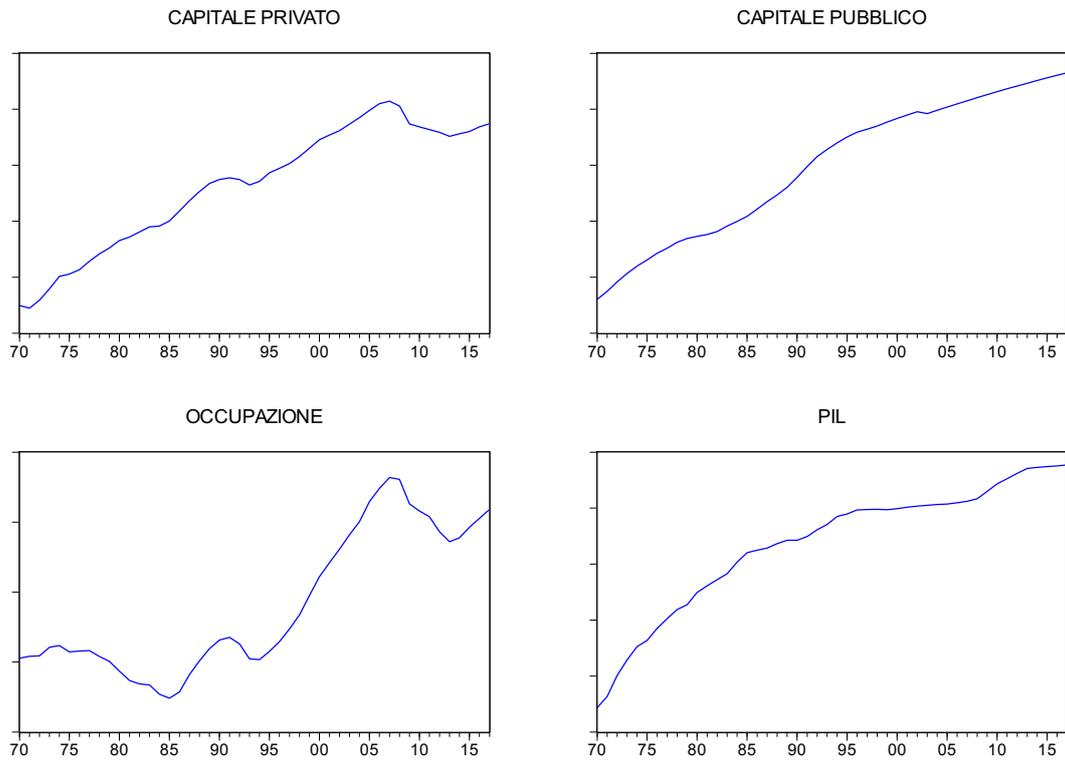


Grafico 12 – Serie Spagna

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	-0.361570	5.192521	9.560322	3.871517
Median	-0.239788	5.336742	9.454933	3.956097
Maximum	1.142710	5.861490	9.927748	4.154196
Minimum	-2.555086	4.241887	9.296793	3.286839
Std. Dev.	1.098221	0.499882	0.200729	0.230040
Skewness	-0.474885	-0.328018	0.485815	-0.916041
Kurtosis	2.001873	1.693878	1.665179	2.945120
Jarque-Bera	3.796639	4.272671	5.451625	6.719075
Probability	0.149820	0.118087	0.065493	0.034751
Sum	-17.35534	249.2410	458.8955	185.8328
Sum Sq. Dev.	56.68624	11.74443	1.893724	2.487168

Tabella 9 – Serie Spagna

STATI UNITI

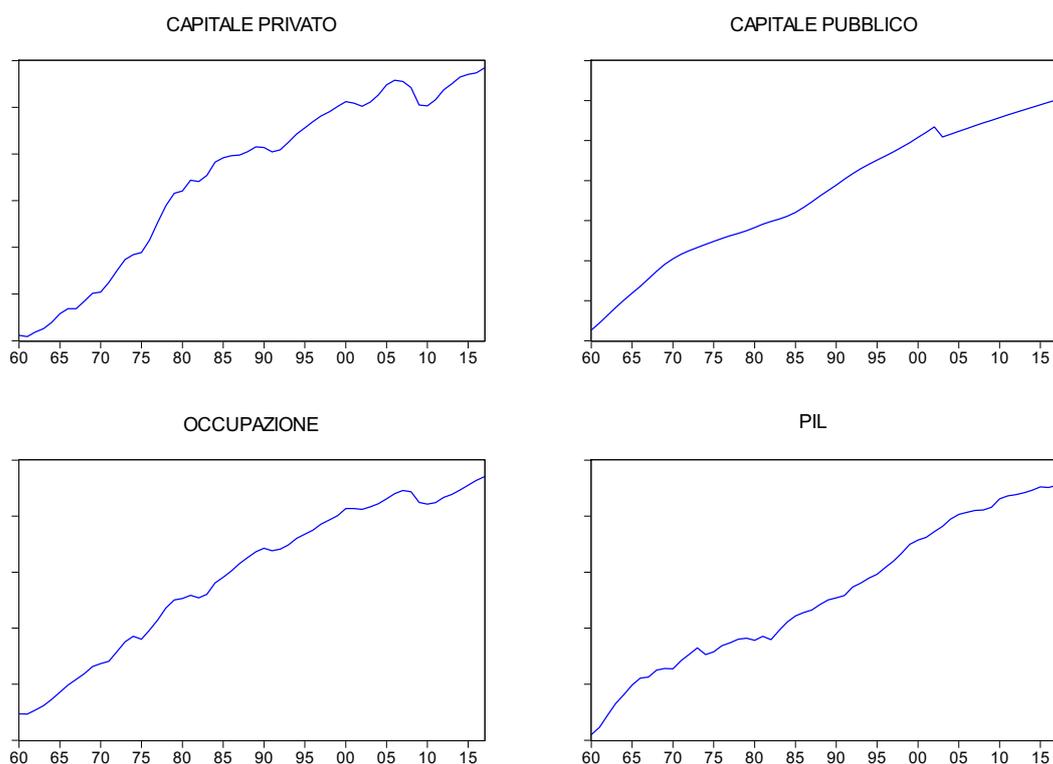


Grafico 13 – Serie Stati Uniti

	CAPITALE PRIVATO	CAPITALE PUBBLICO	OCCUPAZIONE	PIL
Mean	2.258142	8.127703	11.58790	4.315723
Median	2.523739	8.137033	11.66256	4.292404
Maximum	3.422747	8.603756	11.94118	4.710317
Minimum	0.544887	7.452616	11.09355	3.819642
Std. Dev.	0.925748	0.332248	0.265691	0.257025
Skewness	-0.571892	-0.281252	-0.447636	0.015091
Kurtosis	1.915182	1.917817	1.857407	1.832864
Jarque-Bera	6.005590	3.594865	5.091992	3.294200
Probability	0.049648	0.165724	0.078395	0.192608
Sum	130.9723	471.4068	672.0982	250.3119
Sum Sq. Dev.	48.84950	6.292162	4.023720	3.765521

Tabella 10 – Serie Stati Uniti

Già da un punto di vista squisitamente grafico, è possibile notare come le variabili prese in considerazione, siano non stazionarie a livelli, con tutte le problematiche che ciò comporta e che sono state presentate in precedenza. Per questo motivo nel paragrafo successivo, verrà mostrato il procedimento per far sì che le variabili siano stazionarie, essendo questa una preconditione indispensabile per l'applicazione del VECM.

2.3 – TEST DI STAZIONARIETA'

Ai fini della possibilità di utilizzare il VECM, è necessario dimostrare che le serie storiche delle variabili oggetto di indagine siano cointegrate.

Il concetto di cointegrazione passa necessariamente per quello di integrazione, in quanto propedeutico. A tal proposito una serie storica $\{x_t\}$ si dice integrata di ordine n nel momento in cui non è stazionaria¹⁹ a livelli, ma lo diventa alle n differenze. Ad esempio una serie storica si dice integrate di ordine 1, quando è stazionaria alle differenze prime.

A questo punto due serie storiche $\{x_t\}$ e $\{y_t\}$ si dicono cointegrate, se sono entrambe integrate di ordine 1 e se esiste un coefficiente δ_t (detto per l'appunto coefficiente di cointegrazione), tale che la differenza tra y_t e δ_t restituisce come risultato una serie storica stazionaria.

Per quanto finora esposto il primo passaggio da intraprendere è quello di verificare se le serie storiche delle variabili considerate siano tutte integrate dello stesso ordine.

Per fare ciò, è stato condotto, attraverso il software applicativo Eviews, il test unit root, volti proprio a verificare se le serie storiche siano stazionarie oppure no. Le tabelle seguenti sintetizzano i risultati del test ADF (Augmented Dickey-Fuller) e del test PP (Phillips-Perron).

¹⁹ Una serie storica si dice stazionaria quando la sua media è costante rispetto al tempo.

	CAPITALE PRIVATO		Δ CAPITALE PRIVATO	
	ADF	PP	ADF	PP
Francia	0.62 [-0.17]	0.52 [-0.41]	0.00 [-3.08]	0.00 [-2.93]
Germania	0.96 [1.47]	0.99 [3.02]	0.00 [-3.97]	0.00 [-3.73]
Grecia	1.00 [1.61]	0.99 [1.15]	0.00 [-5.33]	0.00 [-5.26]
Irlanda	0.12 [-3.06]	0.39 [-2.36]	0.00 [-3.81]	0.02 [-3.81]
Italia	0.97 [-0.60]	0.97 [-0.59]	0.00 [-5.93]	0.00 [-5.93]
Portogallo	0.99 [0.38]	0.99 [-0.21]	0.00 [-5.23]	0.00 [-5.34]
Regno Unito	0.95 [-0.84]	0.97 [-0.54]	0.00 [-4.55]	0.00 [-4.45]
Spagna	0.65 [-0.06]	0.97 [-0.63]	0.00 [-3.27]	0.00 [-4.26]
Stati Uniti	0.97 [1.73]	0.99 [2.75]	0.00 [-3.04]	0.00 [-2.88]
Rifiuto ipotesi nulla: 5% [t-statistico]				

Tabella 11 – Sintesi test stazionarietà capitale privato

	CAPITALE PUBBLICO		Δ CAPITALE PUBBLICO	
	ADF	PP	ADF	PP
Francia	0.84 [0.61]	1.00 [5.93]	0.04 [-1.42]	0.03 [-1.47]
Germania	1.00 [8.09]	1.00 [4.47]	0.06 [-1.82]	0.01 [-2.39]
Grecia	0.98 [1.95]	1.00 [5.24]	0.08 [-1.69]	0.03 [-1.44]
Irlanda	0.93 [1.13]	0.99 [3.25]	0.04 [-1.95]	0.06 [-1.83]
Italia	0.99 [3.06]	1.00 [6.80]	0.00 [-5.04]	0.00 [-5.13]
Portogallo	0.99 [3.29]	1.00 [4.32]	0.03 [-2.07]	0.00 [-3.21]
Regno Unito	0.99 [2.32]	0.99 [3.10]	0.00 [-3.32]	0.00 [-3.04]
Spagna	0.96 [1.43]	1.00 [5.37]	0.03 [-1.46]	0.04 [-1.41]
Stati Uniti	1.00 [11.31]	1.00 [6.73]	0.06 [-1.82]	0.03 [-2.12]
Rifiuto ipotesi nulla: 5% [t-statistico]				

Tabella 12 – Sintesi test stazionarietà capitale pubblico

	OCCUPAZIONE		Δ OCCUPAZIONE	
	ADF	PP	ADF	PP
Francia	0.99 [3.76]	1.00 [5.10]	0.00 [-3.17]	0.00 [-3.07]
Germania	0.96 [1.43]	0.97 [1.59]	0.00 [-4.11]	0.00 [-4.03]
Grecia	0.74 [0.23]	0.77 [0.30]	0.00 [-3.66]	0.00 [-3.66]
Irlanda	0.97 [1.62]	0.99 [2.15]	0.00 [-2.84]	0.00 [-2.84]
Italia	0.99 [2.13]	0.99 [2.75]	0.00 [-3.70]	0.00 [-3.70]
Portogallo	0.93 [1.11]	0.93 [1.17]	0.00 [-4.83]	0.00 [-4.80]
Regno Unito	0.98 [1.94]	0.99 [2.40]	0.00 [-4.01]	0.00 [-3.66]
Spagna	0.88 [0.83]	0.93 [1.20]	0.01 [-2.42]	0.01 [-2.59]
Stati Uniti	0.99 [3.46]	1.00 [6.60]	0.00 [-2.83]	0.00 [-2.65]
Rifiuto ipotesi nulla: 5% [t-statistico]				

Tabella 13 – Sintesi test stazionarietà occupazione

	PIL		Δ PIL	
	ADF	PP	ADF	PP
Francia	0.97 [1.62]	0.99 [3.81]	0.00 [-5.34]	0.00 [-5.32]
Germania	1.00 [5.69]	0.99 [3.22]	0.04 [-2.02]	0.00 [-3.23]
Grecia	0.96 [1.47]	0.98 [1.80]	0.00 [-3.98]	0.00 [-3.88]
Irlanda	1.00 [6.33]	1.00 [7.13]	0.00 [-5.81]	0.00 [-6.00]
Italia	0.99 [2.82]	0.99 [3.54]	0.00 [-3.75]	0.00 [-3.71]
Portogallo	0.99 [2.30]	0.99 [3.60]	0.00 [-2.83]	0.00 [-2.83]
Regno Unito	0.99 [3.41]	1.00 [5.94]	0.00 [-3.37]	0.00 [-3.15]
Spagna	0.96 [1.53]	0.99 [3.52]	0.03 [-2.12]	0.03 [-2.08]
Stati Uniti	1.00 [8.90]	1.00 [6.97]	0.03 [-2.11]	0.00 [-2.91]
Rifiuto ipotesi nulla: 5% [t-statistico]				

Tabella 14 – Sintesi test stazionarietà PIL

In base ai risultati mostrati dai test condotti, è possibile concludere che tutte le serie storiche oggetto di indagine sono integrate di ordine 1, in quanto diventano stazionarie alle differenze prime. Ciò risulta essere un passaggio fondamentale ed indispensabile per poter passare all'analisi di eventuali relazioni di cointegrazione tra le variabili.

2.4 – SCELTA DEI RITARDI

La metodologia dei modelli autoregressivi, esposta nel capitolo precedente, si basa sull'implicita assunzione che il numero dei ritardi n , sia conosciuto. Tuttavia nelle applicazioni empiriche, quest'ultimo risulta essere sconosciuto.

La letteratura econometrica, ha quindi elaborato un serie di criteri, volti all'individuazione del numero di ritardi ottimale da applicare. I criteri che qui vengono utilizzati sono i seguenti:

- 1) Akaike (1974) information criterion (AIC),
- 2) Schwarz (1978) information criterion (SC),
- 3) Hanna-Quinn (1979) information criterion (1979).

PAESE	AIC	SC	HQ	NUMERO DI RITARDI SCELTO
Francia	2	2	2	2
Germania	3	1	1	2
Grecia	2	2	2	2
Irlanda	3	2	3	2
Italia	2	1	1	1
Portogallo	1	1	1	1
Regno Unito	2	1	2	2
Spagna	4	2	2	2
Stati Uniti	2	2	2	2

Tabella 15 – Sintesi scelta ritardi

Le prime tre colonne della precedente tabella mettono in evidenza il numero di ritardi ottimale individuato rispettivamente da ognuno dei criteri precedentemente elencati per ognuno dei paesi oggetto di indagine. La quarta colonna invece contiene il numero dei ritardi scelto per le successive indagini.

Com'è possibile notare, per la maggior parte dei paesi, il numero ottimale dei ritardi è pari ad 1 o al massimo 2, con poche e contenute eccezioni. Ad ogni modo, come prassi generale, nel momento in cui i criteri restituivano come ottimali, numeri di ritardo differenti, si è sempre privilegiato come numero di ritardi ottimale quello più basso, in modo da non perdere troppi gradi di libertà ed avere conseguentemente risultati più robusti.

Si è anche proceduto ad una serie di test per verificare se per il numero di ritardi selezionato, i residui fossero liberi da autocorrelazione di ordine 1 e fossero normalmente distribuiti. Su questi ultimi sono stati condotti test anche con riguardo all'eteroschedasticità.

Naturalmente questi test sono stati condotti sui residui derivanti dalla stima di un VAR senza restrizioni basato sul numero di ritardi ottimale selezionato in precedenza.

I risultati sono quelli evidenziati nella seguente tabella:

PAESE	TEST DI SPECIFICAZIONE - P-VALUE		
	AUTOCORRELAZIONE	ETEROSCHEDASTICITA'	NORMALITA'
Francia	0.711	0.659	0.579
Germania	0.761	0.933	0.693
Grecia	0.263	0.243	0.168
Irlanda	0.607	0.248	0.287
Italia	0.224	0.383	0.398
Portogallo	0.437	0.380	0.234
Regno Unito	0.780	0.234	0.534
Spagna	0.601	0.464	0.611
Stati Uniti	0.047	0.554	0.211

Tabella 16 – Sintesi test di validità statistica

È possibile notare che al livello di significatività del 5%, non vi è la presenza di segnali che indichino autocorrelazione o eteroschedasticità dei residui. È importante sottolineare che laddove il test di autocorrelazione faccia presupporre per l'appunto che i residui sono autocorrelati, si è scelto di incrementare il numero di ritardi ottimale selezionato fino a che ripetendo il test di autocorrelazione non

fosse possibile rifiutare l'ipotesi nulla. ²⁰Un ulteriore risultato degno di nota riguarda il fatto che i residui sono normalmente distribuiti.

Cercando di sintetizzare, per determinare la lunghezza ottimale dei ritardi da applicare al modello prescelto, è possibile utilizzare il valore minimo indicato da alcuni specifici criteri. I principali sono:

- Akaike information criterion (AIC)

$$AIC = \ln \frac{1}{T} \sum_T (u_t^{(p)})^2 + m \frac{2}{T} \quad (2.8)$$

- Bayesian criterion of Gideon Schwarz

$$SC = \ln \frac{1}{T} \sum (u^{(\cdot)}) + m \frac{\ln}{T} \quad (2.9)$$

- Hannan-Quinn criterion

$$HQ = \ln \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (u_t^{(p)})^2 + m \frac{2 \ln (\ln T)}{T} \quad (2.10)$$

dove $u_t^{(p)}$ rappresenta i residui derivanti dalla stima del modello, con t che indica il numero delle osservazioni e p la lunghezza del modello stesso.

I passaggi successivi dell'analisi empirica sono quindi basati sugli ordini di ritardo evidenziati in precedenza.

2.5 – TEST DI COINTEGRAZIONE

Uno dei capisaldi della teoria economica neoclassica, riguarda il fatto che lungo il percorso di crescita, i rapporti tra le principali variabili sono costanti, ovvero capitale, lavoro, consumo, investimenti ecc., crescono tutti quanti ad un tasso costante.

Uno dei primi autori ad indagare le principali implicazioni della nozione di cointegrazione (così come descritta nel precedente paragrafo 1.4), fu King (1991). Egli riuscì a dimostrare che, la costanza nel rapporto tra le principali variabili, implicava che se queste ultime prese singolarmente erano non stazionarie, allora esse potevano, con elevata probabilità, essere accomunate da uno stesso trend

²⁰ Per alcuni paesi è stata necessaria l'introduzione di una variabile dummy per tenere conto di peculiari specificità (ad esempio la riunificazione della Germania).

stocastico. Applicando ciò alla presente problematica, significherebbe che il rapporto tra la dotazione di capitale pubblico, l'output produttivo, l'occupazione e il capitale privato presenta delle potenziali relazioni di cointegrazione.

Inoltre, un'ulteriore relazione di cointegrazione potrebbe essere ricavata dall'approccio della funzione di produzione, come quello elaborato da Aschauer. Quest'ultima dipende inevitabilmente dal vincolo tecnologico. Infatti se esso all'interno del modello risulta essere un processo stazionario, allora la funzione di produzione potrebbe presentare una relazione di cointegrazione²¹. Se al contrario, il vincolo tecnologico, non è un processo di tipo stazionario, allora la funzione di produzione non è in grado di descrivere una relazione stazionaria (e di conseguenza non ci sarà cointegrazione), tra le variabili presenti all'interno del vettore $X_t \equiv [k_t^G, k_t^P, n_t, y_t, t]$. Riassumendo e basandosi sulla teoria economica, ci si aspetta di trovare relazioni di cointegrazione tra le variabili considerate.

I test utilizzati per verificare la presenza ed il numero di relazioni di cointegrazione sono il trace test e il max-eigenvalue di Johansen (1991, 1998), che prende il nome dal suo autore. La sequenza di quest'ultimo può trovare rappresentazione matematica come segue:

$$H_0(r_0) : \text{rango}(\Pi) = r_0 \quad \text{con } r_0 = 1,2,3 \dots$$

contro

$$H_1(r_0) : \text{rango}(\Pi) = k \quad \text{con } r_0 = 1,2,3, \dots$$

La sequenza del test inizia con l'ipotesi nulla, secondo la quale il rango di cointegrazione è pari a zero (ovvero non vi è alcuna relazione di cointegrazione tra le variabili). Se l'ipotesi nulla non potesse essere rifiutata, allora la sequenza di test può considerarsi terminata e si dovrebbe procedere attraverso un modello VAR con le variabili espresse in differenze prime. Se al contrario l'ipotesi nulla dovesse essere rifiutata, allora il modello più appropriato è il VECM, poiché sarebbe verificata la presenza di relazioni di cointegrazione, le quali devono necessariamente essere indagate. I risultati dei test di cointegrazione di Johansen

²¹ Ciò naturalmente rinnova la problematica circa la provenienza di trend stocastici nei dati. Ad ogni modo la tecnologia è ampiamente considerata come il principale candidato per una tendenza di tipo stocastico.

sono sintetizzati nelle seguenti tabelle, una per il trace test e una per il max-eigenvalue test.

TRACE TEST					
PAESE	Data trend: nessuno	Data trend: nessun	Data trend: lineare	Data trend: lineare	Data trend: quadratico
	Tipo di test: No intercetta No trend	Tipo di test: intercetta No trend	Tipo di test: intercetta No trend	Tipo di test: intercetta e trend	Tipo di test: intercetta e trend
Francia	2	3	2	4	4
Germania	4	2	2	2	1
Grecia	1	1	0	1	1
Irlanda	2	2	1	2	4
Italia	2	2	1	1	0
Portogallo	2	2	2	1	0
Regno Unito	3	3	3	3	3
Spagna	4	3	3	3	4
Stati Uniti	1	1	2	0	0

Tabella 17 – Sintesi trace test

MAX-EIGENVALUE					
PAESE	Data trend: nessuno	Data trend: nessun	Data trend: lineare	Data trend: lineare	Data trend: quadratico
	Tipo di test: No intercetta No trend	Tipo di test: intercetta No trend	Tipo di test: intercetta No trend	Tipo di test: intercetta e trend	Tipo di test: intercetta e trend
Francia	2	2	1	1	1
Germania	1	2	2	2	1
Grecia	0	0	0	1	1
Irlanda	2	2	1	1	1
Italia	1	1	1	1	0
Portogallo	2	2	1	1	1
Regno Unito	3	3	3	2	1
Spagna	1	1	1	1	1
Stati Uniti	1	1	0	0	0

Tabella 18 – Sintesi Max-Eigenvalue test

I risultati dei test condotti, mettono in evidenza come per tutti i paesi considerati vi sia almeno una relazione di cointegrazione tra le variabili. Ciò permette l'utilizzo del VECM per la successiva indagine empirica.

2.6 – PRINCIPALI RISULTANZE VECM

In questo paragrafo vengono presentate le principali risultanze relative alle stime del vector error correction model, così come presentato in precedenza. Per ogni paese oggetto di indagine, si è provveduto dapprima a verificare la significatività dei coefficienti, per stabilire se le variabili capitale privato, occupazione e dotazione di capitale pubblico, hanno oppure no una qualche influenza sull'output produttivo. Per tale verifica naturalmente, si è fatto riferimento ai valori del t-statistico, di ampia diffusione tra gli addetti ai lavori. Alle variabili è stata applicata la restrizione di endogeneità, ovvero si è assunto che una variabile non possa influenzare sé stessa.

Una volta appurato questo aspetto si è passati all'analisi dei singoli coefficienti presenti all'interno dell'equazione di cointegrazione per approfondire eventuali rapporti di causalità sia di lungo che di breve periodo. Il numero dei coefficienti da analizzare, varia in base al numero dei ritardi scelto (cfr. paragrafo 2.4). Infatti nel caso di un solo ritardo l'equazione assumerà una struttura del tipo:

$$D(LNPIL) = C(1)*(LNPIL(-1) - X*LNOCUPAZIONE(-1) + X*LNGFCF(-1) - X*LNCAPIALE_PRIVATO(-1)) + C(2)*D(LNPIL(-1)) + C(3)*D(LNOCUPAZIONE(-1)) + C(4)*D(LNGFCF(-1)) + C(5)*D(LNCAPIALE_PRIVATO(-1))$$

Di conseguenza i coefficienti da stimare saranno cinque. Al contrario, se i ritardi fossero due l'equazione avrà la seguente forma:

$$D(LNPIL) = C(1)*(LNPIL(-1) - X*LNOCUPAZIONE(-1) - X*LNGFCF(-1) - X*LNCAPIALE_PRIVATO(-1)) + C(2)*D(LNPIL(-1)) + C(3)*D(LNPIL(-2)) + C(4)*D(LNOCUPAZIONE(-1)) + C(5)*D(LNOCUPAZIONE(-2)) + C(6)*D(LNGFCF(-1)) + C(7)*D(LNGFCF(-2)) + C(8)*D(LNCAPIALE_PRIVATO(-1)) + C(9)*D(LNCAPIALE_PRIVATO(-2))$$

In questo caso i coefficienti da stimare saranno nove.

In entrambi i casi il coefficiente C(1), ha una duplice funzione, da un lato indica se vi è o meno la presenza di causalità di lungo periodo, dall'altro fornisce informazioni circa la velocità di aggiustamento ad una condizione di equilibrio sempre nel lungo periodo.

Affinché si possa affermare che vi è una causalità di lungo periodo (la quale sarà indagata anche attraverso il test di Granger per avere un'ulteriore conferma dei risultati ottenuti), è necessario che tale coefficiente sia negativo e statisticamente significativo.

Tutti gli altri coefficienti, ovvero $C(2)$, $C(3)$, $C(4)$ $C(n)$, forniscono invece informazioni sulla causalità di breve periodo. Per stabilire se vi è o meno la presenza di quest'ultima da parte del capitale verso l'occupazione, il capitale privato e l'output produttivo, si è utilizzato il test di Wald, la cui ipotesi nulla è che non vi sia causalità nel breve periodo.

Naturalmente ai fini di verificare una delle problematiche principali della tematica oggetto del presente elaborato, ovvero la causalità inversa, il test di Granger è stato condotto non solo dal capitale pubblico verso le altre variabili, occupazione, capitale privato e output produttivo, ma anche da queste ultime verso il capitale pubblico.

Una volta indagati e commentati tutti gli aspetti appena citati, si è passati alla verifica della validità statistica del modello applicato, attraverso tre test sui residui delle stime ottenute. Ognuno di questi ultimi analizza uno specifico aspetto.

Il primo è il test di normalità e va a verificare se i residui sono normalmente distribuiti. In questo caso l'ipotesi nulla è che i residui siano distribuiti normalmente ovvero che questi ultimi si distribuiscano secondo una variabile aleatoria normale, ciò significa che nel momento in cui vi è un errore nel modello, quest'ultimo si verifica sempre con le stesse modalità. Ai fini di una maggiore validità statistica del modello è opportuno che si verifichi questa condizione.

Il secondo test ha a che fare con l'eteroschedasticità ovvero con la possibilità che la varianza del termine di errore del modello possa variare tra un'osservazione campionaria e l'altra²². Con riferimento a questo specifico test, l'ipotesi nulla è che non vi è la presenza di eteroschedasticità nel modello. Ciò rappresenta anche la condizione ideale affinché quest'ultimo abbia una buona validità statistica.

²² Il problema dell'eteroschedasticità è particolarmente rilevante nei modelli regressivi in quanto fa venire meno alcune delle ipotesi classiche del modello di regressione lineare (cfr. Blanchard). In generale questo problema riguarda qualsiasi termine d'errore di qualsiasi modello quantitativo. Nello specifico i residui di questi modelli (siano essi regressivi o autoregressivi) sono detti omoschedastici quando sono statisticamente indipendenti da tutte le variabili esplicative, quando invece mostrano una tendenza a co-variare assieme a soltanto una di queste variabili vengono detti eteroschedastici.

Il terzo ed ultimo test riguarda la correlazione seriale (autocorrelazione) dei residui e va per l'appunto a verificare se a causa dell'inerzia o dell'instabilità dei valori osservati, ogni valore è influenzato dal suo precedente e determina in parte rilevante quello successivo. Ai fini di una maggiore validità statistica del modello è opportuno che ciò non si verifichi, ovvero che i residui non siano serialmente correlati ed in questo l'ipotesi nulla è che non vi sia autocorrelazione.

Riassumendo, le tre condizioni affinché si possa affermare che il modello utilizzato sia statisticamente valido sono: la normalità dei residui, l'omoschedasticità (o se si preferisce l'assenza di eteroschedasticità) e l'assenza di autocorrelazione.

A questo punto è possibile procedere con la presentazione dei risultati, i quali verranno mostrati con riferimento ad ogni singolo paese.

FRANCIA

Nella tabella che segue vengono presentate le stime del VECM

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1963 2017
 Included observations: 55 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0
 Convergence achieved after 142 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 30.34412
 Probability 0.015856

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LNPIL(-1)	1.000000			
LNOCCUPAZIONE(-1)	-1.615586 (0.55680) [-2.90153]			
LNGFCF(-1)	-1.910344 (0.90602) [-2.10851]			
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.593484 (0.36093) [-1.64431]			
Error Correction:	D(LNPIL)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)

CointEq1	-0.025295 (0.00540) [-4.68601]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPIL(-1))	0.215284 (0.19099) [1.12722]	0.196600 (0.16834) [1.16787]	0.021945 (0.07327) [0.29951]	1.118552 (0.97170) [1.15112]
D(LNPIL(-2))	0.065748 (0.14099) [0.46633]	0.155616 (0.12427) [1.25221]	-0.065268 (0.05409) [-1.20665]	0.190585 (0.71734) [0.26568]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	0.085790 (0.20749) [0.41346]	0.630402 (0.18289) [3.44686]	0.031427 (0.07960) [0.39479]	0.057132 (1.05569) [0.05412]
D(LNOCCUPAZIONE(-2))	-0.248343 (0.20048) [-1.23871]	-0.340620 (0.17671) [-1.92754]	0.111412 (0.07691) [1.44853]	-1.590908 (1.02003) [-1.55967]
D(LNGFCF(-1))	0.493526 (0.36198) [1.36340]	0.255149 (0.31906) [0.79969]	0.693198 (0.13887) [4.99166]	0.108301 (1.84169) [0.05881]
D(LNGFCF(-2))	0.039378 (0.36611) [0.10756]	-0.150008 (0.32270) [-0.46486]	0.192783 (0.14045) [1.37257]	0.654452 (1.86268) [0.35135]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-1))	-0.087524 (0.03751) [-2.33310]	-0.034159 (0.03307) [-1.03306]	-0.009273 (0.01439) [-0.64432]	0.225552 (0.19086) [1.18174]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-2))	0.006661 (0.04139) [0.16095]	0.028733 (0.03648) [0.78760]	0.006069 (0.01588) [0.38220]	0.327361 (0.21058) [1.55458]
R-squared	0.771301	0.325840	0.921805	0.325922
Adj. R-squared	0.731527	0.208594	0.908206	0.208691
Sum sq. resids	0.003497	0.002717	0.000515	0.090535
S.E. equation	0.008720	0.007686	0.003345	0.044364
F-statistic	19.39217	2.779129	67.78401	2.780168
Log likelihood	187.6922	194.6339	240.3847	98.21562
Akaike AIC	-6.497898	-6.750325	-8.413989	-3.244204
Schwarz SC	-6.169426	-6.421852	-8.085516	-2.915731
Mean dependent	0.021090	0.007215	0.024586	0.048124
S.D. dependent	0.016829	0.008639	0.011041	0.049872
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.88E-17		
Determinant resid covariance		1.41E-17		
Log likelihood		750.1589		
Akaike information criterion		-25.82396		
Schwarz criterion		-24.36408		

Tabella 19 – Estimation output Francia

Si nota come i coefficienti di tutte le variabili siano negativi e statisticamente molto significativi, ciò significa che dotazione di capitale pubblico, occupazione e capitale

privato hanno un'influenza positiva sull'output produttivo della Francia, ovvero che variazioni positive di queste variabili determinano variazioni positive dell'output produttivo.

Indagando l'analisi dei singoli coefficienti è possibile notare quanto segue:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.015587	0.007768	-2.006499	0.0507
C(2)	0.215284	0.190987	1.127218	0.2655
C(3)	0.065748	0.140991	0.466330	0.6432
C(4)	0.085790	0.207495	0.413456	0.6812
C(5)	-0.248343	0.200485	-1.238714	0.2217
C(6)	0.493526	0.361981	1.363403	0.1794
C(7)	0.039378	0.366107	0.107558	0.9148
C(8)	-0.087524	0.037514	-2.333102	0.0241
C(9)	0.006661	0.041389	0.160945	0.8728
R-squared	0.771301	Mean dependent var		0.021090
Adjusted R-squared	0.731527	S.D. dependent var		0.016829
S.E. of regression	0.008720	Akaike info criterion		-6.497898
Sum squared resid	0.003497	Schwarz criterion		-6.169426
Log likelihood	187.6922	Hannan-Quinn criter.		-6.370875
Durbin-Watson stat	2.000719			

Tabella 20 – Analisi dei coefficienti Francia

Richiamando le premesse al presente paragrafo, si nota come il coefficiente C(1) è negativo, ma non statisticamente significativo. Questo significa che non si può supporre l'esistenza di una relazione di causalità nel lungo periodo tra la dotazione di capitale pubblico, l'occupazione e il capitale privato rispetto all'output produttivo.

Ad ogni modo ai fini di indagare con maggiore precisione tale relazione si è svolto il test di Granger di cui si riportano i risultati.

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1960 2017

Lags: 2

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNGFCF does not Granger Cause LNPIL	1.68782	0.0151
LNPIL does not Granger Cause LNGFCF	0.00509	0.9949
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	0.80110	0.0544
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	2.31360	0.1092
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	4.68755	0.0135
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	0.46252	0.6323

Tabella 21 – Granger causality Francia

Da quest'ultima si possono trarre alcuni aspetti di sicuro interesse. Innanzitutto se è vero che un incremento della dotazione di capitale pubblico genera un aumento dell'output produttivo, non è vero il contrario, di conseguenza non ci sarebbero indizi circa una causalità inversa. Ciò si verifica, anche se in misura più contenuta, nel caso del rapporto tra la dotazione di capitale pubblico e le altre due variabili, ovvero occupazione e capitale privato.

L'analisi degli ulteriori coefficienti, che fanno riferimento al breve periodo, permette di mettere in evidenza quanto segue:

Test Statistic			
LNGFCF	Value	df	Probability
F-statistic	8.095663	(2, 46)	0.0010
Chi-square	16.19133	2	0.0003
Null Hypothesis: C(6) = C(7)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(6)	0.493526	0.361981	
C(7)	0.039378	0.366107	
Test Statistic			
LNOCCUPAZIONE	Value	df	Probability
F-statistic	0.828881	(2, 46)	0.4430
Chi-square	1.657762	2	0.4365
Null Hypothesis: C(4) = C(5)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(4)	0.085790	0.207495	
C(5)	-0.248343	0.200485	
Test Statistic			
LNCAPITALE_PRI VATO	Value	df	Probability
F-statistic	3.636800	(2, 46)	0.0342
Chi-square	7.273599	2	0.0263
Null Hypothesis: C(8) = C(9)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(8)	-0.087524	0.037514	
C(9)	0.006661	0.041389	

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1960 2017
 Included observations: 55

Dependent variable: D(LNPIL)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNOCCUPA ZIONE)	1.657762	2	0.4365
D(LNGFCF)	16.19133	2	0.0003
D(LNCAPITAL E_PRIVATO)	7.273599	2	0.0263
All	28.02811	6	0.0001

Tabella 22 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Francia

I risultati appena mostrati si prestano alla seguente lettura: mentre è possibile affermare che vi è una causalità di breve periodo della dotazione di capitale pubblico e del capitale privato rispetto all'output produttivo, altrettanto non si può dire per l'occupazione. Quindi, nel breve periodo, variazioni nella dotazione di capitale pubblico e capitale privato comportano variazioni nell'output produttivo.

I risultati dei test di normalità, eteroschedasticità e autocorrelazione evidenziano la validità statistica del modello.

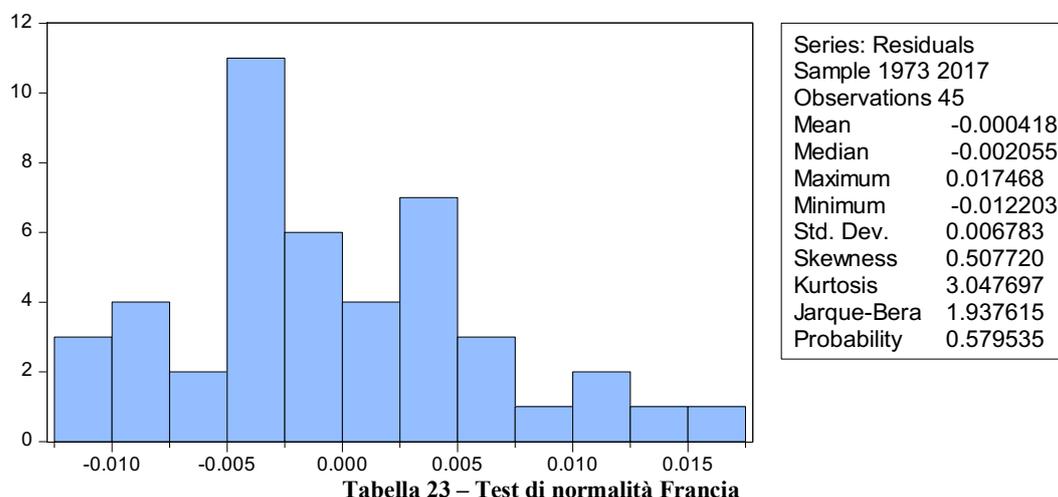


Tabella 23 – Test di normalità Francia

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.731199	Prob. F(12,42)	0.7133
Obs*R-squared	9.504620	Prob. Chi-Square(12)	0.6593
Scaled explained SS	17.73167	Prob. Chi-Square(12)	0.1241

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Included observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002540	0.008676	-0.292700	0.7712
LNPIL(-1)	0.001282	0.003538	0.362526	0.7188
LNOCCUPAZIONE(-1)	-0.004217	0.003845	-1.096696	0.2790
LNGFCF(-1)	0.004270	0.007491	0.570007	0.5717
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	0.000818	0.000782	1.045481	0.3018
LNPIL(-2)	0.001903	0.004593	0.414236	0.6808
LNPIL(-3)	-0.002081	0.002561	-0.812550	0.4211
LNOCCUPAZIONE(-2)	0.005053	0.006500	0.777382	0.4413
LNOCCUPAZIONE(-3)	-0.000202	0.004034	-0.050037	0.9603
LNGFCF(-2)	-0.006043	0.012855	-0.470053	0.6407
LNGFCF(-3)	0.000425	0.007383	0.057604	0.9543
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	-0.000301	0.001235	-0.243464	0.8088
LNCAPITALE_PRIVATO(-3)	-0.000293	0.000752	-0.389162	0.6991
R-squared	0.172811	Mean dependent var		6.36E-05
Adjusted R-squared	-0.063528	S.D. dependent var		0.000148
S.E. of regression	0.000153	Akaike info criterion		-14.53111
Sum squared resid	9.81E-07	Schwarz criterion		-14.05665
Log likelihood	412.6055	Hannan-Quinn criter.		-14.34763
F-statistic	0.731199	Durbin-Watson stat		2.269712
Prob(F-statistic)	0.713286			

Tabella 24 – Test di eteroschedasticità Francia

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.294946	Prob. F(2,44)	0.7460
Obs*R-squared	0.682158	Prob. Chi-Square(2)	0.7110

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.003805	0.012975	0.293228	0.7707
C(2)	0.008814	0.528400	0.016681	0.9868
C(3)	0.136781	0.284580	0.480643	0.6332
C(4)	-0.009263	0.213610	-0.043365	0.9656
C(5)	0.006951	0.213539	0.032552	0.9742
C(6)	0.045123	0.375253	0.120247	0.9048
C(7)	-0.143764	0.500261	-0.287377	0.7752
C(8)	0.000982	0.041932	0.023415	0.9814
C(9)	0.014504	0.056210	0.258025	0.7976
RESID(-1)	-0.004102	0.556823	-0.007368	0.9942
RESID(-2)	-0.237597	0.312780	-0.759632	0.4515
R-squared	0.012403	Mean dependent var		0.000231
Adjusted R-squared	-0.212051	S.D. dependent var		0.008044
S.E. of regression	0.008856	Akaike info criterion		-6.438489
Sum squared resid	0.003451	Schwarz criterion		-6.037022
Log likelihood	188.0584	Hannan-Quinn criter.		-6.283238
Durbin-Watson stat	1.984439			

Tabella 25 – Test di autocorrelazione Francia

Riassumendo si può dire che in Francia, la dotazione di capitale pubblico riveste un ruolo significativo per la crescita economica (misurata come incremento dell'output produttivo). Ciò è anche testimoniato da una relazione di causalità, sia di breve che di lungo periodo, della dotazione di capitale pubblico rispetto all'output produttivo, verificata attraverso l'utilizzo del test di Granger. Le analisi circa la validità statistica del modello contribuiscono a conferire maggiore robustezza ai risultati ottenuti.

GERMANIA

Le stime del modello VECM sono le seguenti:

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1963 2017
 Included observations: 55 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0
 Convergence achieved after 34 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 16.83913
 Probability 0.000763

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNPI(-1)	1.000000
LNOCCUPAZIONE(-1)	-0.196524 (0.07520) [-2.61338]
LNGFCF(-1)	-0.305162 (0.12732) [-2.39684]
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	0.003194 (0.08696) [0.03673]

Error Correction:	D(LNPI)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)
CointEq1	-0.105637 (0.02165) [-4.87870]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPI(-1))	-0.191582 (0.15893) [-1.20548]	0.062711 (0.19779) [0.31705]	0.065664 (0.21905) [0.29977]	-1.136772 (0.56787) [-2.00181]
D(LNPI(-2))	0.006919 (0.12483) [0.05543]	0.045439 (0.15536) [0.29247]	0.108321 (0.17206) [0.62957]	0.067656 (0.44604) [0.15168]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	-0.116599 (0.14657) [-0.79550]	0.225696 (0.18242) [1.23723]	0.425950 (0.20202) [2.10842]	0.501265 (0.52373) [0.95710]
D(LNOCCUPAZIONE(-2))	-0.231585 (0.15927) [-1.45406]	0.402580 (0.19822) [2.03099]	0.117269 (0.21952) [0.53421]	-0.017448 (0.56909) [-0.03066]
D(LNGFCF(-1))	-0.021770 (0.11028) [-0.19740]	-0.161403 (0.13725) [-1.17597]	0.140531 (0.15200) [0.92454]	0.091873 (0.39405) [0.23315]

D(LNGFCF(-2))	0.005587 (0.10302) [0.05423]	0.073660 (0.12822) [0.57450]	0.158649 (0.14199) [1.11728]	-0.061236 (0.36811) [-0.16635]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-1))	0.057285 (0.05375) [1.06575]	0.128042 (0.06690) [1.91402]	-0.050752 (0.07409) [-0.68505]	0.814038 (0.19206) [4.23840]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-2))	-0.123097 (0.05239) [-2.34947]	-0.141578 (0.06521) [-2.17121]	-0.033740 (0.07221) [-0.46722]	-0.573179 (0.18721) [-3.06168]
R-squared	0.640011	0.276879	0.471317	0.341803
Adj. R-squared	0.577404	0.151119	0.379372	0.227334
Sum sq. resids	0.007580	0.011741	0.014400	0.096779
S.E. equation	0.012837	0.015976	0.017693	0.045868
F-statistic	10.22272	2.201648	5.126083	2.985984
Log likelihood	166.4217	154.3885	148.7746	96.38160
Akaike AIC	-5.724424	-5.286854	-5.082713	-3.177513
Schwarz SC	-5.395951	-4.958381	-4.754240	-2.849040
Mean dependent	0.015650	0.004589	0.025251	0.027936
S.D. dependent	0.019747	0.017340	0.022459	0.052181
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.32E-14		
Determinant resid covariance		6.48E-15		
Log likelihood		580.4039		
Akaike information criterion		-19.65105		
Schwarz criterion		-18.19117		

Tabella 26 – Estimation output Germania

Dai risultati mostrati è evidente come i coefficienti delle variabili occupazione e dotazione di capitale pubblico sono negativi e statisticamente molto significativi, mentre il coefficiente della variabile capitale privato è sì negativo, ma non risulta avere la stessa significatività dei precedenti. Quanto osservato ha un significato ben preciso ovvero che mentre la dotazione di capitale pubblico e l'occupazione hanno un'influenza positiva sull'output produttivo, il capitale privato si comporta allo stesso modo.

Per quanto concerne l'analisi dei coefficienti alla base del modello, è possibile notare quanto segue:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.141603	0.026956	-5.253081	0.0000
C(2)	-0.191582	0.158926	-1.205478	0.2342
C(3)	0.006919	0.124831	0.055426	0.9560
C(4)	-0.116599	0.146574	-0.795497	0.4304
C(5)	-0.231585	0.159268	-1.454062	0.1527
C(6)	-0.021770	0.110281	-0.197403	0.8444

C(7)	0.005587	0.103021	0.054232	0.9570
C(8)	0.057285	0.053751	1.065750	0.2921
C(9)	-0.123097	0.052393	-2.349474	0.0231
R-squared	0.640011	Mean dependent var	0.015650	
Adjusted R-squared	0.577404	S.D. dependent var	0.019747	
S.E. of regression	0.012837	Akaike info criterion	-5.724424	
Sum squared resid	0.007580	Schwarz criterion	-5.395951	
Log likelihood	166.4217	Hannan-Quinn criter.	-5.597401	
Durbin-Watson stat	2.061143			

Tabella 27 – Analisi dei coefficienti Germania

Come visto per la Francia, anche nel caso della Germania, il coefficiente C(1) è negativo ma non statisticamente significativo, ciò significa che non si può parlare di una relazione di causalità nel lungo periodo tra le variabili considerate nel loro complesso rispetto all'output produttivo.

Ad ogni modo per avere risultati più chiari con riferimento alle singole variabili, si è utilizzato il test di Granger, i cui risultati sono espressi nella seguente tabella:

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1960 2017
Lags: 2

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNGFCF does not Granger Cause LNPIL	1.80647	0.0246
LNPIL does not Granger Cause LNGFCF	0.02591	0.9744
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	1.22648	0.0318
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	3.77733	0.0295
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	3.42598	0.0402
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	0.18374	0.8327

Tabella 28 – Granger causality - Germania

I risultati mostrano che anche se è vero che un incremento della dotazione di capitale pubblico causa un aumento dell'output produttivo, non è vero il contrario, di conseguenza non ci sarebbero indizi circa una causalità inversa. Ciò si verifica, anche se in misura più contenuta, nel caso del rapporto tra la dotazione di capitale pubblico e il capitale privato. Al contrario nel caso dell'occupazione non è possibile del tutto escludere la possibilità di una causalità inversa.

Per quanto riguarda l'analisi di breve periodo invece, i risultati sono quelli evidenziati nelle seguenti tabelle:

Test Statistic LNGFCF	Value	df	Probability
F-statistic	0.019654	(2, 46)	0.9805
Chi-square	0.039308	2	0.9805

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	-0.021770	0.110281
C(7)	0.005587	0.103021

Test Statistic LNOCCUPAZIONE	Value	df	Probability
F-statistic	1.536304	(2, 46)	0.2260
Chi-square	3.072608	2	0.2152

Null Hypothesis: C(4)=C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	-0.116599	0.146574
C(5)	-0.231585	0.159268

Test Statistic LNCAPITALE_PRI VATO	Value	df	Probability
F-statistic	2.760095	(2, 46)	0.0738
Chi-square	5.520189	2	0.0633

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	0.057285	0.053751
C(9)	-0.123097	0.052393

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1960 2017

Included observations: 55

Dependent variable: D(LNPIL)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNOCCUPAZIONE)	3.072608	2	0.2152
D(LNGFCF)	0.039308	2	0.9805
D(LNCAPITALE_PRIVATO)	5.520189	2	0.0633

All	18.36150	6	0.0054
-----	----------	---	--------

Tabella 29 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Germania

Questi ultimi indicano che mentre il tra il capitale privato e l’output produttivo esiste una causalità di breve periodo, lo stesso non si può dire con riferimento alla dotazione di capitale pubblico e all’occupazione. Di conseguenza è possibile affermare che l’unica variabile che nel breve periodo gioca un ruolo significativo, in Germania, è il capitale privato.

I risultati dei test di normalità, eteroschedasticità e autocorrelazione indagano circa la validità statistica del modello.

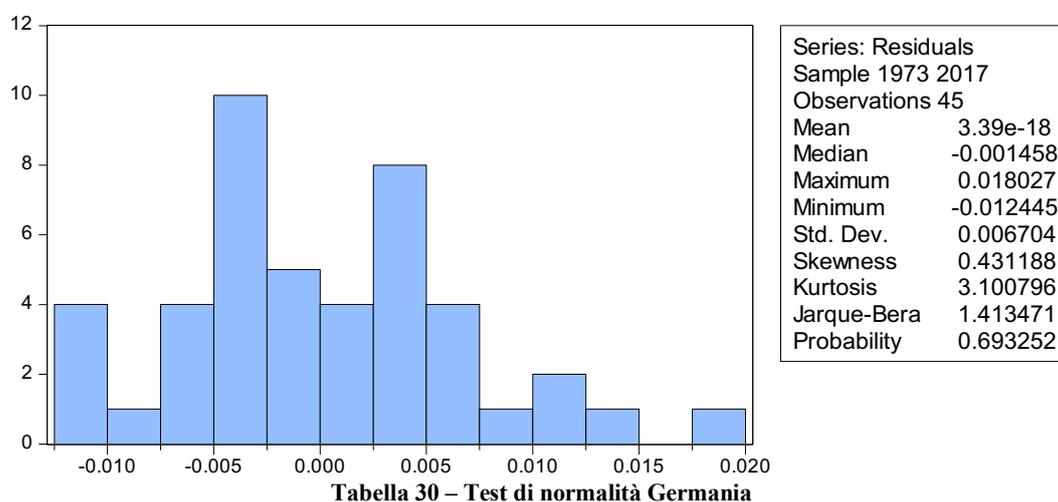


Tabella 30 – Test di normalità Germania

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.398507	Prob. F(12,42)	0.9563
Obs*R-squared	5.622119	Prob. Chi-Square(12)	0.9339
Scaled explained SS	13.44427	Prob. Chi-Square(12)	0.3376

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1963 2017

Included observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009729	0.034841	-0.279235	0.7814
LNPIL(-1)	0.000668	0.005375	0.124372	0.9016
LNOCCUPAZIONE(-1)	0.002730	0.004754	0.574259	0.5689
LNGFCF(-1)	0.000186	0.004064	0.045777	0.9637
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.001827	0.001745	-1.046859	0.3012
LNPIL(-2)	-0.002402	0.007306	-0.328698	0.7440
LNPIL(-3)	0.001143	0.004071	0.280888	0.7802
LNOCCUPAZIONE(-2)	-0.000338	0.007068	-0.047769	0.9621

LNOCCUPAZIONE(-3)	-0.001564	0.005987	-0.261173	0.7952
LNGFCF(-2)	0.000517	0.005019	0.102979	0.9185
LNGFCF(-3)	-0.000145	0.003493	-0.041559	0.9670
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	0.003635	0.002833	1.283281	0.2064
LNCAPITALE_PRIVATO(-3)	-0.002012	0.001647	-1.221423	0.2287
R-squared	0.102220	Mean dependent var	0.000138	
Adjusted R-squared	-0.154288	S.D. dependent var	0.000364	
S.E. of regression	0.000391	Akaike info criterion	-12.65400	
Sum squared resid	6.41E-06	Schwarz criterion	-12.17954	
Log likelihood	360.9850	Hannan-Quinn criter.	-12.47052	
F-statistic	0.398507	Durbin-Watson stat	1.896165	
Prob(F-statistic)	0.956296			

Tabella 31 – Test di eteroschedasticità Germania

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.686890	Prob. F(2,44)	0.7793
Obs*R-squared	5.593847	Prob. Chi-Square(2)	0.7610

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1963 2017

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.047689	0.037417	1.274503	0.2092
C(2)	0.046674	0.300138	0.155507	0.8771
C(3)	0.266463	0.208031	1.280881	0.2069
C(4)	0.042753	0.144082	0.296729	0.7681
C(5)	0.040515	0.163759	0.247404	0.8057
C(6)	0.053575	0.108954	0.491721	0.6254
C(7)	0.016718	0.100715	0.165988	0.8689
C(8)	-0.023717	0.053296	-0.445002	0.6585
C(9)	0.028762	0.052902	0.543693	0.5894
RESID(-1)	-0.186400	0.319680	-0.583084	0.5628
RESID(-2)	-0.553768	0.282326	-1.961452	0.0562
R-squared	0.101706	Mean dependent var	0.001046	
Adjusted R-squared	-0.102451	S.D. dependent var	0.011801	
S.E. of regression	0.012390	Akaike info criterion	-5.766927	
Sum squared resid	0.006755	Schwarz criterion	-5.365460	
Log likelihood	169.5905	Hannan-Quinn criter.	-5.611676	
Durbin-Watson stat	2.039078			

Tabella 32 – Test di autocorrelazione Germania

Cercando di sintetizzare i risultati ottenuto per la Germania, è possibile sostenere che, la dotazione di capitale pubblico assieme all'occupazione svolge un ruolo importante rispetto alla crescita economica e di conseguenza nel lungo periodo.

Al contrario non vi è traccia di questa stessa importanza nel breve periodo, dove invece un ruolo di primaria importanza viene svolto dal capitale privato, il

quale a sua volta, ed è importante evidenziarlo, non riveste una significativa rilevanza, nel lungo periodo.

Come per la Francia, anche per la Germania, i test condotti sulla validità statistica del modello, certificano la robustezza dei risultati, essendo i residui di quest'ultimo, normalmente distribuiti, omoschedastici e privi di correlazione seriale.

GRECIA

Le stime del modello VECM sono le seguenti:

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1963 2017
 Included observations: 55 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0
 Convergence achieved after 22 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 4.331172
 Probability 0.227853

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNPI(-1)	1.000000
LNOCCUPAZIONE(-1)	-0.492805 (0.17884) [-2.75557]
LNGFCF(-1)	0.062428 (0.35777) [0.17449]
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.087546 (0.07367) [-1.18841]

Error Correction:	D(LNPI)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)
CointEq1	-0.096340 (0.02012) [-4.78836]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPI(-1))	0.180208 (0.11529) [1.56303]	0.190517 (0.07634) [2.49561]	0.097272 (0.04600) [2.11454]	0.866196 (0.47939) [1.80687]
D(LNPI(-2))	0.143528 (0.12662) [1.13353]	-0.027360 (0.08384) [-0.32633]	-0.010988 (0.05052) [-0.21749]	-0.857894 (0.52649) [-1.62946]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	0.108404 (0.22495) [0.48191]	0.586350 (0.14895) [3.93661]	0.029979 (0.08975) [0.33401]	1.682184 (0.93534) [1.79848]
D(LNOCCUPAZIONE(-2))	0.124575 (0.22532) [0.55289]	-0.049095 (0.14919) [-0.32907]	-0.060587 (0.08990) [-0.67393]	0.397683 (0.93687) [0.42448]
D(LNGFCF(-1))	-0.137674 (0.36112) [-0.38124]	-0.064677 (0.23911) [-0.27049]	0.621632 (0.14408) [4.31437]	0.604933 (1.50152) [0.40288]

D(LNGFCF(-2))	0.936194 (0.32479) [2.88249]	-0.102073 (0.21505) [-0.47464]	0.207536 (0.12959) [1.60150]	1.677884 (1.35046) [1.24245]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-1))	-0.019874 (0.03637) [-0.54647]	-0.012531 (0.02408) [-0.52037]	0.015458 (0.01451) [1.06528]	0.191197 (0.15122) [1.26438]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-2))	-0.072968 (0.03579) [-2.03882]	0.043008 (0.02370) [1.81488]	-0.010171 (0.01428) [-0.71223]	0.000819 (0.14881) [0.00550]
R-squared	0.653625	0.485206	0.551674	0.373304
Adj. R-squared	0.593386	0.395676	0.473704	0.264313
Sum sq. resids	0.036234	0.015886	0.005768	0.626441
S.E. equation	0.028066	0.018583	0.011198	0.116697
F-statistic	10.85050	5.419507	7.075491	3.425100
Log likelihood	123.3987	146.0739	173.9330	45.02182
Akaike AIC	-4.159953	-4.984506	-5.997563	-1.309884
Schwarz SC	-3.831481	-4.656033	-5.669091	-0.981412
Mean dependent	0.023640	0.001766	0.026460	0.074643
S.D. dependent	0.044013	0.023905	0.015436	0.136055
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.52E-13		
Determinant resid covariance		1.72E-13		
Log likelihood		494.0796		
Akaike information criterion		-16.51198		
Schwarz criterion		-15.05211		

Tabella 33 – Estimation output Grecia

Per quanto riguarda la Grecia, le stime del modello mettono in evidenza una situazione del tutto nuova rispetto ai due paesi analizzati in precedenza. In questo caso infatti la situazione può essere riepilogata come segue:

- il capitale pubblico presenta un coefficiente positivo e statisticamente non significativo;
- l'occupazione presenta un coefficiente negativo e statisticamente significativo;
- il capitale privato presenta un coefficiente negativo e statisticamente significativo al 10%.

Alla luce di quanto appena riportato, in Grecia, la dotazione di capitale pubblico non ha un ruolo rilevante con riferimento all'output produttivo e quindi rispetto alla crescita economica. Più importanti, secondo questo stesso fine, risultano invece essere le altre due variabili, occupazione e capitale privato.

Andando ad analizzare i coefficienti dell'equazione alla base del modello utilizzato, si evidenziano i seguenti risultati, riportati in tabella:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.096918	0.021888	-4.427991	0.0001
C(2)	0.180208	0.115294	1.563035	0.1249
C(3)	0.143528	0.126621	1.133530	0.2629
C(4)	0.108404	0.224949	0.481907	0.6322
C(5)	0.124575	0.225318	0.552885	0.5830
C(6)	-0.137674	0.361117	-0.381245	0.7048
C(7)	0.936194	0.324787	2.882490	0.0060
C(8)	-0.019874	0.036368	-0.546469	0.5874
C(9)	-0.072968	0.035789	-2.038821	0.0472
R-squared	0.653625	Mean dependent var		0.023640
Adjusted R-squared	0.593386	S.D. dependent var		0.044013
S.E. of regression	0.028066	Akaike info criterion		-4.159953
Sum squared resid	0.036234	Schwarz criterion		-3.831481
Log likelihood	123.3987	Hannan-Quinn criter.		-4.032930
Durbin-Watson stat	1.913678			

Tabella 34 – Analisi dei coefficienti Grecia

In questo caso come nei paesi analizzati in precedenza, il coefficiente C(1) è negativo ed allo stesso tempo non è statisticamente significativo. Questo porta all'esclusione di una possibile relazione di causalità delle tre variabili considerate, stock di capitale pubblico, occupazione e capitale privato rispetto all'output produttivo (PIL), almeno per quanto riguarda il lungo periodo.

Andando ad analizzarli singolarmente attraverso l'ausilio del test di Granger è possibile concludere quanto segue:

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1960 2017
Lags: 2

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNGFCF does not Granger Cause LNPIL	0.04877	0.9524
LNPIL does not Granger Cause LNGFCF	3.28591	0.0455
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	2.91974	0.0630
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	0.11044	0.8957
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	0.09102	0.9131
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	0.34723	0.7083

Tabella 35 – Granger causality Grecia

In questo caso è possibile notare come sia l'output produttivo a causare una variazione della dotazione di capitale pubblico, mentre non è verificata l'ipotesi inversa. Ciò conferma indirettamente i risultati ottenuti attraverso la stima del

VECM applicato. Di conseguenza i risultati sono assolutamente compatibili ed in linea con le aspettative circa una non significatività dello stock di capitale pubblico ai fini del modello applicato.

Ad ogni modo può risultare utile verificare questa stessa relazione di causalità nel breve periodo, allo scopo di verificare se il capitale pubblico giochi oppure no un ruolo rispetto alla crescita economica su un orizzonte temporale più ristretto. I risultati sono riportati nelle tabelle che seguono.

Test Statistic	Value	df	Probability
LNGFCF			
F-statistic	10.21419	(2, 46)	0.0002
Chi-square	20.42839	2	0.0000
Null Hypothesis: C(6)=C(7)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(6)	-0.137674	0.361117	
C(7)	0.936194	0.324787	
Test Statistic	Value	df	Probability
LNOCCUPAZIONE			
F-statistic	0.552581	(2, 46)	0.5792
Chi-square	1.105163	2	0.5755
Null Hypothesis: C(4)=C(5)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(4)	0.108404	0.224949	
C(5)	0.124575	0.225318	
Test Statistic	Value	df	Probability
LNCAPITALE_PRI VATO			
F-statistic	2.641361	(2, 46)	0.0821
Chi-square	5.282722	2	0.0713
Null Hypothesis: C(8)=C(9)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(8)	-0.019874	0.036368	
C(9)	-0.072968	0.035789	

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1960 2017

Included observations: 55

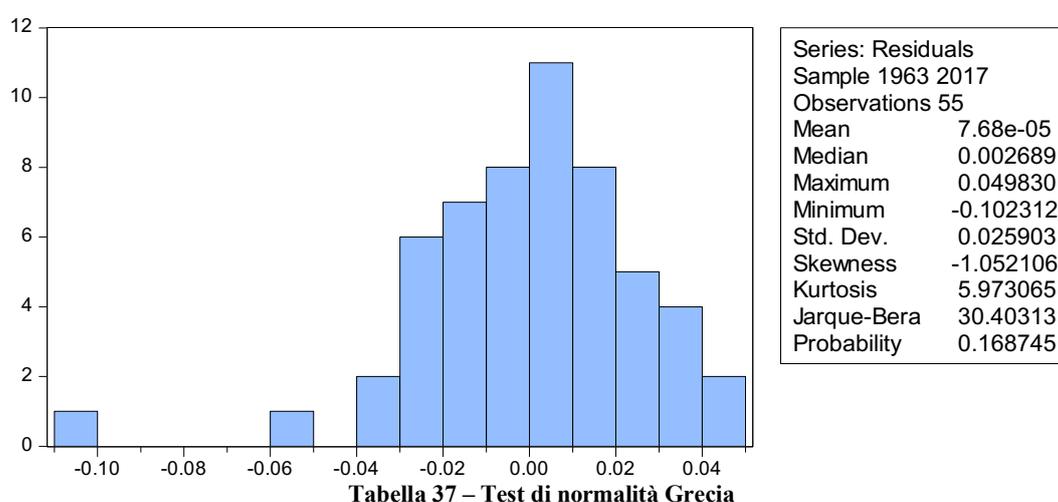
Dependent variable: D(LNPIL)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNOCCUPAZIONE)	1.105163	2	0.5755
D(LNGFCF)	20.42839	2	0.0000
D(LNCAPITALE_PRIVATO)	5.282722	2	0.0713
All	21.04781	6	0.0018

Tabella 36 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Grecia

Questi ultimi mettono in evidenza che esiste, con riferimento al breve periodo, una relazione di causalità dello stock di capitale pubblico rispetto all'output produttivo. La stessa affermazione può essere fatta per il capitale privato, ma non per l'occupazione.

Riguardo la validità statistica del modello invece i test propongono le seguenti evidenze:



Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.308365	Prob. F(12,42)	0.2500
Obs*R-squared	14.96560	Prob. Chi-Square(12)	0.2433
Scaled explained SS	25.96408	Prob. Chi-Square(12)	0.0109

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1963 2017

Included observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-0.026602	0.046560	-0.571351	0.5708
LNPIL(-1)	-0.000234	0.006349	-0.036787	0.9708
LNOCCUPAZIONE(-1)	-0.002982	0.013029	-0.228896	0.8201
LNGFCF(-1)	0.033622	0.020979	1.602620	0.1165
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	0.001995	0.001968	1.013626	0.3166
LNPIL(-2)	0.007075	0.010009	0.706850	0.4836
LNPIL(-3)	-0.004103	0.006828	-0.600978	0.5511
LNOCCUPAZIONE(-2)	-0.000363	0.021148	-0.017147	0.9864
LNOCCUPAZIONE(-3)	0.005680	0.013205	0.430089	0.6693
LNGFCF(-2)	-0.028632	0.033622	-0.851569	0.3993
LNGFCF(-3)	-0.005992	0.019277	-0.310825	0.7575
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	-0.001499	0.002936	-0.510663	0.6123
LNCAPITALE_PRIVATO(-3)	-0.000689	0.002159	-0.319204	0.7512
R-squared	0.272102	Mean dependent var	0.000659	
Adjusted R-squared	0.064131	S.D. dependent var	0.001481	
S.E. of regression	0.001433	Akaike info criterion	-10.05571	
Sum squared resid	8.62E-05	Schwarz criterion	-9.581245	
Log likelihood	289.5319	Hannan-Quinn criter.	-9.872228	
F-statistic	1.308365	Durbin-Watson stat	2.369935	
Prob(F-statistic)	0.250000			

Tabella 38 – Test di eteroschedasticità Grecia

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.120812	Prob. F(2,44)	0.3351
Obs*R-squared	2.665729	Prob. Chi-Square(2)	0.2637

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1963 2017

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.005517	0.025187	0.219031	0.8276
C(2)	-0.132007	0.182859	-0.721905	0.4742
C(3)	0.174926	0.172046	1.016739	0.3148
C(4)	0.127585	0.241816	0.527614	0.6004
C(5)	-0.099247	0.237582	-0.417739	0.6782
C(6)	0.135687	0.372703	0.364061	0.7176
C(7)	-0.192667	0.379352	-0.507883	0.6141
C(8)	0.002779	0.037395	0.074319	0.9411
C(9)	0.006102	0.036034	0.169350	0.8663
RESID(-1)	0.175104	0.247059	0.708751	0.4822
RESID(-2)	-0.363175	0.256058	-1.418329	0.1631
R-squared	0.048468	Mean dependent var	7.68E-05	
Adjusted R-squared	-0.167790	S.D. dependent var	0.025903	
S.E. of regression	0.027992	Akaike info criterion	-4.136917	
Sum squared resid	0.034477	Schwarz criterion	-3.735450	
Log likelihood	124.7652	Hannan-Quinn criter.	-3.981666	
Durbin-Watson stat	2.057630			

Tabella 39 – Test di autocorrelazione Grecia

Cercando di sintetizzare la situazione della Grecia, è possibile affermare che il ruolo della dotazione di capitale pubblico rispetto all'output produttivo, è verificato solamente nel breve periodo. Al contrario con riferimento al lungo periodo, il ruolo di quest'ultimo non è significativo, mentre ben più rilevanti risultano essere l'occupazione e il capitale privato. L'unica variabile del modello che riveste importanza su entrambi gli orizzonti temporali è rappresentata dal capitale privato.

In conclusione vale la pena ricordare che, come per i paesi precedenti, è stata verificata la validità statistica del modello attraverso i test di normalità, eteroschedasticità ed autocorrelazione.

IRLANDA

Nella tabella che segue vengono presentate le stime del VECM

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1973 2017
 Included observations: 45 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0
 Convergence achieved after 47 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 12.99283
 Probability 0.004652

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNPIL(-1)	1.000000
LNOCCUPAZIONE(-1)	-0.717295 (0.17018) [-4.21487]
LNGFCF(-1)	0.253026 (0.33989) [0.74443]
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.215890 (0.03784) [-5.70531]

Error Correction:	D(LNPIL)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)
CointEq1	0.187167 (0.03700) [5.05867]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPIL(-1))	-0.156772 (0.17385) [-0.90176]	-0.030472 (0.10751) [-0.28342]	0.034073 (0.03479) [0.97926]	1.322055 (0.66185) [1.99751]
D(LNPIL(-2))	-0.509230 (0.18933) [-2.68969]	-0.216909 (0.11708) [-1.85261]	0.029638 (0.03789) [0.78218]	-1.689540 (0.72077) [-2.34409]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	-0.074662 (0.27140) [-0.27509]	0.285727 (0.16784) [1.70236]	0.029945 (0.05432) [0.55129]	0.416007 (1.03324) [0.40262]
D(LNOCCUPAZIONE(-2))	0.201851 (0.21602) [0.93441]	0.088534 (0.13359) [0.66273]	0.005007 (0.04323) [0.11581]	-0.732987 (0.82239) [-0.89129]
D(LNGFCF(-1))	0.289273 (0.76358) [0.37884]	-0.235074 (0.47221) [-0.49781]	1.181738 (0.15282) [7.73271]	2.149480 (2.90697) [0.73942]
D(LNGFCF(-2))	0.716711	0.167225	-0.312077	-1.021456

	(0.73550)	(0.45484)	(0.14720)	(2.80004)
	[0.97446]	[0.36765]	[-2.12006]	[-0.36480]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-1))	0.039969	0.118739	-0.008540	0.524021
	(0.04599)	(0.02844)	(0.00920)	(0.17507)
	[0.86914]	[4.17527]	[-0.92789]	[2.99320]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-2))	0.009570	0.006916	0.013552	0.038919
	(0.05610)	(0.03469)	(0.01123)	(0.21358)
	[0.17057]	[0.19935]	[1.20701]	[0.18222]
R-squared	0.256908	0.636759	0.906628	0.514583
Adj. R-squared	0.091777	0.556038	0.885878	0.406712
Sum sq. resids	0.037127	0.014199	0.001487	0.538090
S.E. equation	0.032114	0.019860	0.006427	0.122258
F-statistic	1.555779	7.888457	43.69412	4.770378
Log likelihood	95.89950	117.5262	168.2929	35.74160
Akaike AIC	-3.862200	-4.823388	-7.079685	-1.188516
Schwarz SC	-3.500867	-4.462055	-6.718353	-0.827183
Mean dependent	0.033130	0.015222	0.022120	0.088284
S.D. dependent	0.033697	0.029806	0.019026	0.158724
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.11E-13		
Determinant resid covariance		8.63E-14		
Log likelihood		417.1076		
Akaike information criterion		-16.76034		
Schwarz criterion		-15.15442		

Tabella 40 – Estimation output Irlanda

Per quanto riguarda l'Irlanda, le stime del modello mettono in evidenza una situazione simile a quella vista in precedenza per la Grecia. Infatti la situazione può essere riepilogata come segue:

- il capitale pubblico presenta un coefficiente positivo e statisticamente non significativo;
- l'occupazione e il capitale privato presentano un coefficiente negativo e statisticamente significativo;

Alla luce di quanto appena riportato, in Grecia, la dotazione di capitale pubblico non ha un ruolo rilevante con riferimento all'output produttivo e quindi rispetto alla crescita economica. Più importanti, secondo questo stesso fine, risultano invece essere le altre due variabili, occupazione e capitale privato.

Andando ad analizzare i coefficienti dell'equazione alla base del modello utilizzato, i cui risultati sono sintetizzati nella tabella che segue:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.172067	0.039038	4.407730	0.0001
C(2)	-0.156772	0.173851	-0.901761	0.3732
C(3)	-0.509230	0.189326	-2.689692	0.0108
C(4)	-0.074662	0.271405	-0.275093	0.7848
C(5)	0.201851	0.216020	0.934405	0.3563
C(6)	0.289273	0.763585	0.378836	0.7070
C(7)	0.716711	0.735498	0.974457	0.3363
C(8)	0.039969	0.045986	0.869144	0.3905
C(9)	0.009570	0.056101	0.170575	0.8655
R-squared	0.256908	Mean dependent var		0.033130
Adjusted R-squared	0.091777	S.D. dependent var		0.033697
S.E. of regression	0.032114	Akaike info criterion		-3.862200
Sum squared resid	0.037127	Schwarz criterion		-3.500867
Log likelihood	95.89950	Hannan-Quinn criter.		-3.727499
Durbin-Watson stat	2.180199			

Tabella 41 – Analisi dei coefficienti Irlanda

Si osserva che il coefficiente C(1) è positivo ed allo stesso tempo non è statisticamente significativo. Questo porta all'esclusione di una possibile relazione di causalità delle tre variabili considerate, stock di capitale pubblico, occupazione e capitale privato rispetto all'output produttivo (PIL), almeno per quanto riguarda il lungo periodo.

Andando ad analizzarli singolarmente attraverso l'ausilio del test di Granger è possibile concludere quanto segue:

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1970 2017
Lags: 2

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNGFCF does not Granger Cause LNPIL	0.09251	0.9118
LNPIL does not Granger Cause LNGFCF	4.65942	0.0150
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	1.13390	0.3317
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	6.70603	0.0030
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	1.35781	0.2685
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	5.87933	0.0057

Tabella 42 – Granger causality Irlanda

In questo caso è possibile notare come sia l'output produttivo a causare una variazione della dotazione di capitale pubblico, mentre non è verificata l'ipotesi inversa. Ciò conferma indirettamente i risultati ottenuti attraverso la stima del

VECM applicato. Di conseguenza i risultati sono assolutamente compatibili ed in linea con le aspettative circa una non significatività dello stock di capitale pubblico ai fini del modello applicato.

Ad ogni modo può risultare utile verificare questa stessa relazione di causalità nel breve periodo, allo scopo di verificare se il capitale pubblico giochi oppure no un ruolo rispetto alla crescita economica su un orizzonte temporale più ristretto.

I risultati sono riportati nelle tabelle che seguono.

Test Statistic LNGFCF	Value	df	Probability
F-statistic	9.267233	(2, 36)	0.0006
Chi-square	18.53447	2	0.0001

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	0.289273	0.763585
C(7)	0.716711	0.735498

Test Statistic LNOCCUPAZIONE	Value	df	Probability
F-statistic	0.442004	(2, 36)	0.6462
Chi-square	0.884007	2	0.6427

Null Hypothesis: C(4)=C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	-0.074662	0.271405
C(5)	0.201851	0.216020

Test Statistic LNCAPITALE_PRI VATO	Value	df	Probability
F-statistic	0.440542	(2, 36)	0.6471
Chi-square	0.881085	2	0.6437

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	0.039969	0.045986
C(9)	0.009570	0.056101

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1970 2017

Included observations: 45

Dependent variable: D(LNPIL)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNOCCUPAZIONE)	0.884007	2	0.6427
D(LNGFCF)	18.53447	2	0.0001
D(LNCAPITALE_PRIVATO)	0.881085	2	0.6437
All	23.22434	6	0.0007

Tabella 43 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Irlanda

Questi ultimi mettono in evidenza che esiste, con riferimento al breve periodo, una relazione di causalità dello stock di capitale pubblico rispetto all'output produttivo. La stessa affermazione può essere fatta per il capitale privato, ma non per l'occupazione.

Riguardo la validità statistica del modello invece i test propongono le seguenti evidenze:

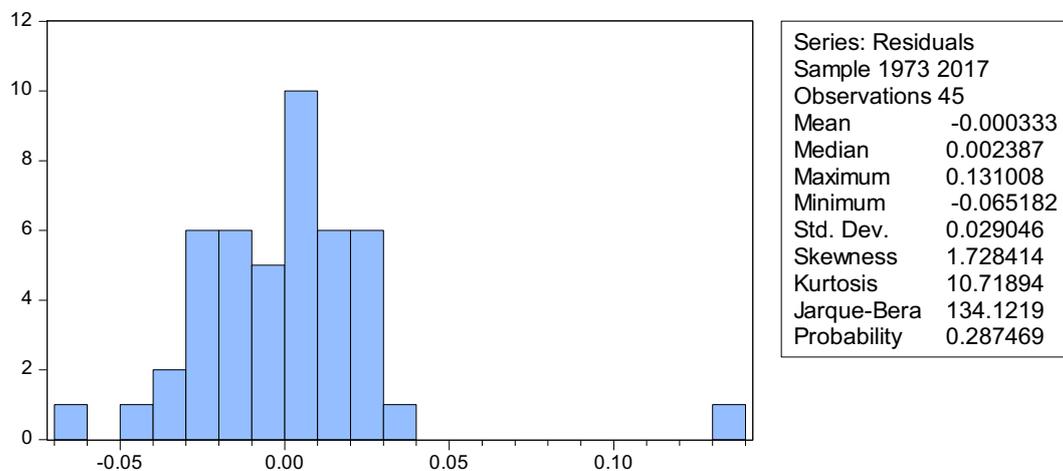


Tabella 44 – Test di normalità Irlanda

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.317281	Prob. F(12,32)	0.2569
Obs*R-squared	14.87912	Prob. Chi-Square(12)	0.2481
Scaled explained SS	45.88399	Prob. Chi-Square(12)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1973 2017

Included observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-0.167315	0.080491	-2.078679	0.0457
LNPIIL(-1)	-0.002577	0.012251	-0.210316	0.8348
LNOCCUPAZIONE(-1)	0.025097	0.026365	0.951877	0.3483
LNGFCF(-1)	0.061299	0.065398	0.937334	0.3556
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	0.001980	0.004346	0.455583	0.6518
LNPIIL(-2)	-0.018222	0.017855	-1.020556	0.3151
LNPIIL(-3)	0.022326	0.015834	1.409984	0.1682
LNOCCUPAZIONE(-2)	0.010843	0.032278	0.335922	0.7391
LNOCCUPAZIONE(-3)	-0.025846	0.021769	-1.187307	0.2438
LNGFCF(-2)	-0.030632	0.123481	-0.248073	0.8057
LNGFCF(-3)	-0.008874	0.069021	-0.128573	0.8985
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	-0.010857	0.006469	-1.678348	0.1030
LNCAPITALE_PRIVATO(-3)	0.001753	0.004451	0.393779	0.6964
R-squared	0.330647	Mean dependent var	0.000825	
Adjusted R-squared	0.079640	S.D. dependent var	0.002590	
S.E. of regression	0.002485	Akaike info criterion	-8.920352	
Sum squared resid	0.000198	Schwarz criterion	-8.398427	
Log likelihood	213.7079	Hannan-Quinn criter.	-8.725784	
F-statistic	1.317281	Durbin-Watson stat	2.714991	
Prob(F-statistic)	0.256948			

Tabella 45 – Test di eteroschedasticità Irlanda

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.703103	Prob. F(2,34)	0.6157
Obs*R-squared	9.746857	Prob. Chi-Square(2)	0.6076

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1973 2017

Included observations: 45

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.131561	0.057885	-2.272808	0.0295
C(2)	0.595762	0.395379	1.506813	0.1411
C(3)	0.823643	0.356294	2.311697	0.0270
C(4)	-0.323184	0.271192	-1.191719	0.2416
C(5)	-0.051059	0.200395	-0.254792	0.8004
C(6)	0.587928	0.723503	0.812614	0.4221
C(7)	-1.407008	0.827666	-1.699970	0.0983
C(8)	-0.014299	0.042420	-0.337075	0.7381
C(9)	-0.016547	0.051519	-0.321182	0.7500
RESID(-1)	-0.747758	0.409557	-1.825773	0.0767
RESID(-2)	-0.915153	0.370223	-2.471900	0.0186
R-squared	0.216597	Mean dependent var	-0.000333	
Adjusted R-squared	-0.013816	S.D. dependent var	0.029046	
S.E. of regression	0.029246	Akaike info criterion	-4.017553	
Sum squared resid	0.029081	Schwarz criterion	-3.575924	
Log likelihood	101.3949	Hannan-Quinn criter.	-3.852918	
Durbin-Watson stat	1.984415			

Tabella 46 – Test di autocorrelazione Irlanda

Cercando di sintetizzare la situazione dell'Irlanda, è possibile affermare che il ruolo della dotazione di capitale pubblico rispetto all'output produttivo, è verificato solamente nel breve periodo. Al contrario con riferimento al lungo periodo, il ruolo di quest'ultimo non è significativo, mentre ben più rilevanti risultano essere l'occupazione e il capitale privato. L'unica variabile del modello che riveste importanza su entrambi gli orizzonti temporali è rappresentata dal capitale privato.

In conclusione vale la pena ricordare che, come per i paesi precedenti, è stata verificata la validità statistica del modello attraverso i test di normalità, eteroschedasticità ed autocorrelazione.

ITALIA

Nella tabella che segue vengono presentate le stime del VECM

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1972 2017
 Included observations: 46 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0
 Convergence achieved after 392 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 34.12565
 Probability 0.000000

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNPI(-1)	1.000000
LNOCCUPAZIONE(-1)	1.710224 (2.38818) [0.71612]
LNGFCF(-1)	-4.952539 (1.99362) [-2.48419]
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	0.381856 (0.26587) [-1.43627]
@TREND(70)	0.082523 (0.03587) [2.30066]
C	6.875913

Error Correction:	D(LNPI)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)
CointEq1	-0.040434 (0.00752) [-5.37873]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPI(-1))	-0.079487 (0.14520) [-0.54742]	0.228120 (0.10403) [2.19287]	-0.253261 (0.11289) [-2.24335]	0.985593 (0.79674) [1.23703]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	-0.067401 (0.28887) [-0.23333]	0.211681 (0.20695) [1.02284]	-0.343560 (0.22459) [-1.52971]	-0.815621 (1.58504) [-0.51457]
D(LNGFCF(-1))	0.009020 (0.18232) [0.04947]	0.044665 (0.13062) [0.34195]	0.402322 (0.14175) [2.83822]	0.635276 (1.00040) [0.63502]
D(LNCAPITALE_PRIVATO(-1))	-0.071238	0.021530	0.098872	0.316066

	(0.03902)	(0.02795)	(0.03034)	(0.21410)
	[-1.82574]	[0.77020]	[3.25917]	[1.47627]
C	0.018871	-0.001563	0.011676	0.020366
	(0.00512)	(0.00367)	(0.00398)	(0.02811)
	[3.68325]	[-0.42570]	[2.93106]	[0.72443]
R-squared	0.593901	0.303006	0.443499	0.454454
Adj. R-squared	0.543139	0.215882	0.373937	0.386261
Sum sq. resids	0.005484	0.002815	0.003315	0.165105
S.E. equation	0.011709	0.008388	0.009103	0.064247
F-statistic	11.69963	3.477866	6.375548	6.664207
Log likelihood	142.5246	157.8645	154.1023	64.21451
Akaike AIC	-5.935853	-6.602806	-6.439231	-2.531066
Schwarz SC	-5.697334	-6.364287	-6.200713	-2.292547
Mean dependent	0.013129	0.004863	0.022168	0.064591
S.D. dependent	0.017323	0.009473	0.011505	0.082008
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.07E-15		
Determinant resid covariance		6.10E-16		
Log likelihood		536.5758		
Akaike information criterion		-22.06851		
Schwarz criterion		-20.91567		

Tabella 47 – Estimation output Italia

Per quanto riguarda il nostro paese, le stime del modello mettono in evidenza che i coefficienti dello stock di capitale pubblico e del capitale privato sono negativi e statisticamente significativi. È ad ogni modo importante sottolineare come quello relativo al capitale privato lo sia al 10%.

Al contrario il t-statistico afferente l'occupazione è positivo e statisticamente non significativo. In base a queste risultanze è possibile constatare l'importanza della dotazione di capitale pubblico e il capitale privato per la crescita economica del paese. Al contrario è sicuramente meno rilevante, se non addirittura marginale, il ruolo ricoperto dall'occupazione.

Con riferimento all'analisi dei coefficienti e alle conclusioni che da essa possono essere tratte, è sicuramente utile la tabella di sintesi proposta di seguito.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.047741	0.009377	-5.091087	0.0000
C(2)	-0.079487	0.145204	-0.547419	0.5871
C(3)	-0.067401	0.288869	-0.233326	0.8167
C(4)	0.009020	0.182320	0.049474	0.9608
C(5)	-0.071238	0.039019	-1.825743	0.0754
C(6)	0.018871	0.005123	3.683250	0.0007
R-squared	0.593901	Mean dependent var		0.013129
Adjusted R-squared	0.543139	S.D. dependent var		0.017323

S.E. of regression	0.011709	Akaike info criterion	-5.935853
Sum squared resid	0.005484	Schwarz criterion	-5.697334
Log likelihood	142.5246	Hannan-Quinn criter.	-5.846502
F-statistic	11.69963	Durbin-Watson stat	2.116559
Prob(F-statistic)	0.000001		

Tabella 48 – Analisi dei coefficienti Italia

Il coefficiente di lungo periodo C(1) è negativo ma non statisticamente significativo. In via del tutto analoga a quanto visto per alcuni dei paesi precedenti (cfr. Francia e Germania), ciò significa, che le tre variabili, dotazione di capitale pubblico, occupazione e capitale privato, considerate unitamente, non causano nel lungo periodo, variazione dell'output produttivo.

Allo scopo di verificare il comportamento di ogni variabile, considerata singolarmente, si è proceduto all'utilizzo del test di Granger, i cui risultati sono esposti nella tabella seguente.

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1970 2017
Lags: 1

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNGFCF does not Granger Cause LNPIL	0.09195	0.0031
LNPIL does not Granger Cause LNGFCF	1.40391	0.2424
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	1.31098	0.2584
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	7.28398	0.0098
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	1.90781	0.1742
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	1.39563	0.2438

Tabella 49 – Granger causality Italia

Il test mette in evidenza come in realtà, variazioni nella dotazione del capitale pubblico causino variazione dell'output produttivo, ma non viceversa. Di conseguenza, è possibile escludere una situazione tale per cui si verificasse una relazione di causalità inversa, ovvero quella in cui siano la variazione dell'output produttivo a causare delle variazioni nella dotazione del capitale privato.

Visto che la metodologia utilizzata, consente di svolgere anche un'analisi di breve periodo, si è proceduto ad analizzare anche la relazione di causalità con riferimento a quest'orizzonte temporale più ristretto.

Test Statistic	Value	df	Probability
LNGFCF			
t-statistic	0.049474	40	0.9608
F-statistic	0.002448	(1, 40)	0.9608
Chi-square	0.002448	1	0.9605

Null Hypothesis: C(4)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	0.009020	0.182320

Test Statistic	Value	df	Probability
LNOCCUPAZIONE			
t-statistic	-0.233326	40	0.8167
F-statistic	0.054441	(1, 40)	0.8167
Chi-square	0.054441	1	0.8155

Null Hypothesis: C(3)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	-0.067401	0.288869

Test Statistic	Value	df	Probability
LNCAPITALE_PRI VATO			
t-statistic	-1.825743	40	0.0754
F-statistic	3.333338	(1, 40)	0.0754
Chi-square	3.333338	1	0.0679

Null Hypothesis: C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(5)	-0.071238	0.039019

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1970 2017

Included observations: 46

Dependent variable: D(LNPIL)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNOCCUPAZIONE)	0.054441	1	0.8155
D(LNGFCF)	0.002448	1	0.9605
D(LNCAPITALE_PRIVATE)	3.333338	1	0.0679
All	9.197176	3	0.0268

Tabella 50 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Italia

I risultati mettono in evidenza che è possibile ipotizzare una relazione di causalità di breve periodo solo per il capitale privato rispetto all'output produttivo, mentre questa stessa relazione non è presente per le altre due variabili ossia la dotazione di capitale pubblico e l'occupazione.

Con riferimento ai test volti a verificare la validità statistica del modello è possibile affermare quanto segue.

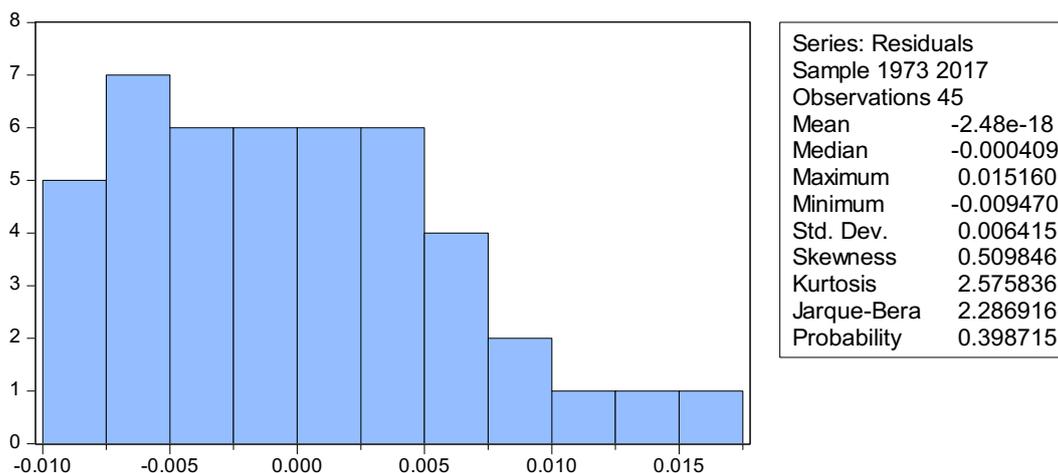


Tabella 51 – Test di normalità Italia

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.052204	Prob. F(8,37)	0.4165
Obs*R-squared	8.525568	Prob. Chi-Square(8)	0.3839
Scaled explained SS	8.985309	Prob. Chi-Square(8)	0.3435

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1972 2017

Included observations: 46

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.015071	0.013432	-1.122036	0.2691
LNPIL(-1)	-0.001018	0.002604	-0.390913	0.6981
LNOCCUPAZIONE(-1)	0.004559	0.005521	0.825824	0.4142
LNGFCF(-1)	-0.000597	0.004194	-0.142312	0.8876
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	0.000171	0.000789	0.216177	0.8300
LNPIL(-2)	0.001477	0.002739	0.539349	0.5929
LNOCCUPAZIONE(-2)	-0.003075	0.005543	-0.554830	0.5823
LNGFCF(-2)	0.000374	0.004103	0.091093	0.9279
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	-0.000357	0.000836	-0.427176	0.6717

R-squared	0.185338	Mean dependent var	0.000119
Adjusted R-squared	0.009195	S.D. dependent var	0.000201
S.E. of regression	0.000200	Akaike info criterion	-14.01981
Sum squared resid	1.48E-06	Schwarz criterion	-13.66203
Log likelihood	331.4556	Hannan-Quinn criter.	-13.88578

F-statistic	1.052204	Durbin-Watson stat	1.947226
Prob(F-statistic)	0.416473		

Tabella 52 – Test di eteroschedasticità Italia

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.290202	Prob. F(1,39)	0.2629
Obs*R-squared	1.473046	Prob. Chi-Square(1)	0.2249

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1972 2017

Included observations: 46

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.014991	0.016170	0.927056	0.3596
C(2)	0.329979	0.324541	1.016756	0.3155
C(3)	0.077498	0.295802	0.261991	0.7947
C(4)	0.140265	0.219659	0.638556	0.5268
C(5)	0.005644	0.039194	0.144014	0.8862
C(6)	-0.008415	0.008997	-0.935324	0.3554
RESID(-1)	-0.482462	0.424751	-1.135871	0.2629
R-squared	0.032023	Mean dependent var		4.79E-18
Adjusted R-squared	-0.116897	S.D. dependent var		0.011039
S.E. of regression	0.011667	Akaike info criterion		-5.924921
Sum squared resid	0.005308	Schwarz criterion		-5.646650
Log likelihood	143.2732	Hannan-Quinn criter.		-5.820679
F-statistic	0.215034	Durbin-Watson stat		1.923159
Prob(F-statistic)	0.969797			

Tabella 53 – Test di autocorrelazione Italia

Per quanto riguarda l'Italia, è possibile notare, come anche in questo caso, lo stock di capitale pubblico rappresenta una variabile significativa per la crescita del sistema economico.

È tuttavia necessario aggiungere che quanto appena detto è verificato nel solo lungo periodo, ma non nel breve periodo. Ciò parrebbe compatibile con il quadro teorico di riferimento, tale per cui gli investimenti manifestano la loro utilità economica nel medio-lungo termine. Tra le altre variabili, l'unica che risulta significativa ai fini del modello utilizzato è il capitale privato, il quale invece riveste un ruolo di primo piano con riferimento ad entrambi gli orizzonti temporali.

Concludendo, anche in questo caso risulta essere verificata la validità statistica del modello a seguito dei risultati ottenuti tramite i test di normalità, eteroschedasticità e correlazione seriale dei residui.

PORTOGALLO

Nella tabella che segue vengono presentate le stime del VECM

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1962 2017
 Included observations: 56 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0
 Convergence achieved after 35 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 5.221096
 Probability 0.156305

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNPIL(-1)	1.000000
LNOCCUPAZIONE(-1)	-0.363300 (0.07337) [-4.95148]
LNGFCF(-1)	-0.189118 (0.14975) [-1.26291]
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.127072 (0.05497) [-2.31164]

Error Correction:	D(LNPIL)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)
CointEq1	-0.114487 (0.01710) [-6.69679]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPIL(-1))	0.131577 (0.12855) [1.02355]	0.024871 (0.10613) [0.23435]	0.329446 (0.21570) [1.52735]	1.552681 (0.67461) [2.30158]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	-0.101385 (0.17722) [-0.57210]	0.284422 (0.14631) [1.94397]	0.041602 (0.29736) [0.13990]	2.054001 (0.93002) [2.20856]
D(LNGFCF(-1))	-0.018383 (0.08306) [-0.22131]	0.061607 (0.06858) [0.89835]	0.260222 (0.13938) [1.86704]	0.375509 (0.43591) [0.86143]
D(LNCAPITALE_PRIVATO(-1))	0.049747 (0.02764) [1.79972]	0.019038 (0.02282) [0.83424]	0.032916 (0.04638) [0.70971]	0.162960 (0.14506) [1.12341]

R-squared 0.466095 0.154681 0.011157 0.241799
 Adj. R-squared 0.424220 0.088382 -0.066399 0.182332
 Sum sq. resids 0.022720 0.015486 0.063968 0.625723
 S.E. equation 0.021107 0.017426 0.035416 0.110766

F-statistic	11.13066	2.333068	0.143859	4.066126
Log likelihood	139.2155	149.9478	110.2318	46.37701
Akaike AIC	-4.793410	-5.176708	-3.758278	-1.477750
Schwarz SC	-4.612575	-4.995873	-3.577443	-1.296915
Mean dependent	0.029726	0.003791	0.037968	0.073327
S.D. dependent	0.027816	0.018251	0.034295	0.122495
<hr/>				
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.36E-12			
Determinant resid covariance	9.35E-13			
Log likelihood	455.4966			
Akaike information criterion	-15.41059			
Schwarz criterion	-14.54258			

Tabella 54 – Estimation output Portogallo

Dai risultati appena evidenziati è possibile concludere che la mentre l'occupazione e il capitale privato presentano dei coefficienti negativi e statisticamente significativi al 5%, il coefficiente relativo allo stock di capitale pubblico è negativo, ma statisticamente significativo solamente al 10%. Questo porta alla conclusione che nel modello appena delineato per la crescita economica del paese, svolgono un ruolo più rilevante il capitale privato e l'occupazione rispetto alla dotazione di capitale pubblico.

L'analisi dei coefficienti dell'equazione al base del modello utilizzato è riassunta nella seguente tabella:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.111655	0.019516	-5.721177	0.0000
C(2)	0.131577	0.128549	1.023551	0.3109
C(3)	-0.101385	0.177217	-0.572096	0.5698
C(4)	-0.018383	0.083064	-0.221313	0.8257
C(5)	0.049747	0.027641	1.799724	0.0778
<hr/>				
R-squared	0.466095	Mean dependent var	0.029726	
Adjusted R-squared	0.424220	S.D. dependent var	0.027816	
S.E. of regression	0.021107	Akaike info criterion	-4.793410	
Sum squared resid	0.022720	Schwarz criterion	-4.612575	
Log likelihood	139.2155	Hannan-Quinn criter.	-4.723301	
Durbin-Watson stat	1.881315			

Tabella 55 – Analisi dei coefficienti Portogallo

Anche in questo caso il coefficiente C(1) è negativo, ma non statisticamente significativo, come già avvenuto per i paesi analizzati in precedenza. Questo significa che tra le variabili prese in considerazione (dotazione di capitale pubblico, occupazione e capitale privato) e la crescita economica (misurata in termini di

incremento dell'output produttivo) non vi è una relazione di causalità di lungo periodo.

Quanto appena detto trova conferma nei risultati ottenuti attraverso il test di Granger, esposti nella tabella di seguito.

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1960 2017
Lags: 1

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNGFCF does not Granger Cause LNPIL	0.85621	0.3589
LNPIL does not Granger Cause LNGFCF	7.91211	0.0068
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	4.03820	0.0495
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	0.83089	0.3661
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	0.36203	0.5499
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	3.15793	0.0812

Tabella 56 – Granger causality Portogallo

Un risultato su cui vale la pena aprire una riflessione è rappresentato dal fatto che parrebbe esserci una relazione di causalità di lungo periodo tra l'output produttivo (PIL) rispetto alla dotazione di capitale pubblico. Ciò riporta alla luce le problematiche relative all'individuazione della relazione di causalità (inversa) che sono state evidenziate nelle parte teorica dell'elaborato.

Per quanto riguarda il rapporto di causalità tra la dotazione di capitale pubblico e le altre due variabili è possibile sostenere che mentre è una variazione del capitale privato a causare una variazione nella dotazione del capitale pubblico e non viceversa, al contrario è una variazione nello stock di capitale pubblico a causare una variazione dell'occupazione e non viceversa.

Una sintesi dell'analisi della relazione di causalità con riferimento al breve periodo è proposta nelle seguenti tabelle.

Test Statistic	Value	df	Probability
LNGFCF			
t-statistic	-0.221313	51	0.8257
F-statistic	0.048980	(1, 51)	0.8257
Chi-square	0.048980	1	0.8248

Null Hypothesis: C(4)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
------------------------------	-------	-----------

C(4)	-0.018383	0.083064
Test Statistic		
LNOCCUPAZIONE	Value	df
t-statistic	-0.572096	51
F-statistic	0.327294	(1, 51)
Chi-square	0.327294	1
Null Hypothesis: C(3)=0		
Null Hypothesis Summary:		
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(3)	-0.101385	0.177217
Test Statistic		
LNCAPITALE_PRI VATO	Value	df
t-statistic	1.799724	51
F-statistic	3.239005	(1, 51)
Chi-square	3.239005	1
Null Hypothesis: C(5)=0		
Null Hypothesis Summary:		
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(5)	0.049747	0.027641
VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests		
Sample: 1960 2017		
Included observations: 56		
Dependent variable: D(LNPIL)		
Excluded	Chi-sq	df
D(LNOCCUPAZIONE)	0.327294	1
D(LNGFCF)	0.048980	1
D(LNCAPITALE_PRIVATE)	3.239005	1
All	3.289522	3

Tabella 57 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Portogallo

Anche in questo caso, come già visto per l'Italia, i risultati mettono in evidenza che una relazione di causalità di breve periodo solo per il capitale privato rispetto all'output produttivo, mentre questa stessa relazione non è presente per le altre due variabili ossia la dotazione di capitale pubblico e l'occupazione.

Con riferimento ai test volti a verificare la validità statistica del modello è possibile affermare quanto segue.

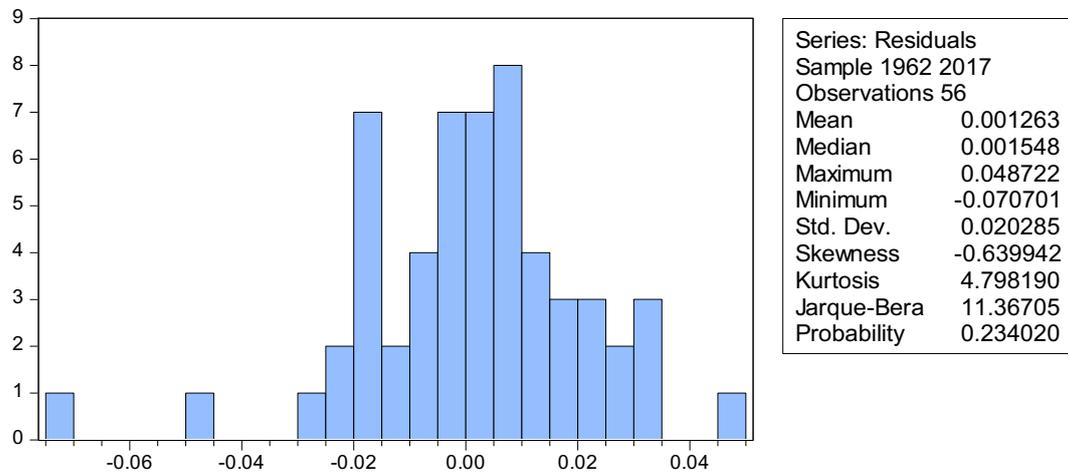


Tabella 58 – Test di normalità Portogallo

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.061134	Prob. F(8,47)	0.4060
Obs*R-squared	8.567234	Prob. Chi-Square(8)	0.3801
Scaled explained SS	12.87723	Prob. Chi-Square(8)	0.1161

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1962 2017

Included observations: 56

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.032699	0.033640	-0.972046	0.3360
LNPIL(-1)	0.003368	0.005275	0.638421	0.5263
LNOCCUPAZIONE(-1)	0.003402	0.006900	0.493010	0.6243
LNGFCF(-1)	-0.002570	0.003585	-0.717036	0.4769
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.000453	0.001106	-0.409321	0.6842
LNPIL(-2)	-0.000449	0.005310	-0.084614	0.9329
LNOCCUPAZIONE(-2)	-4.26E-05	0.006852	-0.006212	0.9951
LNGFCF(-2)	0.000796	0.003442	0.231351	0.8180
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	-6.29E-05	0.001129	-0.055719	0.9558
R-squared	0.152986	Mean dependent var	0.000406	
Adjusted R-squared	0.008814	S.D. dependent var	0.000779	
S.E. of regression	0.000776	Akaike info criterion	-11.33873	
Sum squared resid	2.83E-05	Schwarz criterion	-11.01323	
Log likelihood	326.4846	Hannan-Quinn criter.	-11.21254	
F-statistic	1.061134	Durbin-Watson stat	2.379857	
Prob(F-statistic)	0.405975			

Tabella 59 – Test di eteroschedasticità Portogallo

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.742615	Prob. F(1,50)	0.3929
Obs*R-squared	0.601768	Prob. Chi-Square(1)	0.4379

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1962 2017

Included observations: 56

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.022936	0.033034	-0.694334	0.4907
C(2)	-0.173963	0.239501	-0.726356	0.4710
C(3)	0.010192	0.178059	0.057237	0.9546
C(4)	0.010585	0.084176	0.125752	0.9004
C(5)	-0.003920	0.028082	-0.139605	0.8895
RESID(-1)	0.252389	0.292879	0.861751	0.3929
R-squared	0.010746	Mean dependent var	0.001263	
Adjusted R-squared	-0.088180	S.D. dependent var	0.020285	
S.E. of regression	0.021160	Akaike info criterion	-4.772439	
Sum squared resid	0.022388	Schwarz criterion	-4.555437	
Log likelihood	139.6283	Hannan-Quinn criter.	-4.688308	
Durbin-Watson stat	1.950728			

Tabella 60 – Test di autocorrelazione Portogallo

Cercando di sintetizzare, il Portogallo rappresenta finora, l'unico paese assieme alla Grecia e all'Irlanda, in cui la dotazione di capitale pubblico sembrerebbe non svolgere un ruolo particolarmente rilevante rispetto all'output produttivo e quindi alla crescita economica del sistema, a differenza dell'occupazione e del capitale privato.

Sempre con riferimento allo stock di capitale pubblico, non è verificata nemmeno una relazione di causalità rispetto all'output produttivo, sia per quanto riguarda il breve che per il lungo periodo. Al contrario, come evidenziato nelle pagine precedenti, è verificata una relazione di causalità dell'output produttivo rispetto allo stock di capitale pubblico.

Infine anche per questo paese è verificata la validità statistica del modello adottato, per il tramite dei già citati test di normalità eteroschedasticità e correlazione seriale.

REGNO UNITO

Nella tabella che segue vengono presentate le stime del VECM

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1963 2017
 Included observations: 55 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0

Maximum iterations (500) reached.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(3) 11.99439

Probability 0.007402

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNPIL(-1)	1.000000
LNOCCUPAZIONE(-1)	-38.68741 (13.1326) [-2.94591]
LNGFCF(-1)	-20.17341 (4.40516) [-4.57949]
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	0.974784 (0.99310) [-0.98156]
@TREND(60)	0.364170
C	494.6719

Error Correction:	D(LNPIL)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)
CointEq1	0.008143 (0.00164) [4.95672]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPIL(-1))	-0.028120 (0.13936) [-0.20177]	0.169716 (0.11371) [1.49255]	-0.045859 (0.19146) [-0.23953]	0.455126 (0.69923) [0.65089]
D(LNPIL(-2))	-0.416814 (0.13378) [-3.11577]	0.052495 (0.10915) [0.48095]	0.234795 (0.18378) [1.27758]	-0.298976 (0.67120) [-0.44544]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	-0.450930 (0.21756) [-2.07269]	0.375897 (0.17751) [2.11764]	-0.202104 (0.29888) [-0.67621]	-0.039754 (1.09156) [-0.03642]
D(LNOCCUPAZIONE(-2))	-0.214365 (0.20932) [-1.02409]	-0.030297 (0.17079) [-0.17739]	0.523148 (0.28756) [1.81924]	-0.942235 (1.05023) [-0.89717]

D(LNGFCF(-1))	0.119228 (0.11057) [1.07827]	-0.003441 (0.09022) [-0.03814]	0.286828 (0.15191) [1.88820]	-0.294259 (0.55478) [-0.53040]
D(LNGFCF(-2))	0.207170 (0.11187) [1.85195]	0.087649 (0.09127) [0.96030]	0.072646 (0.15368) [0.47271]	0.181412 (0.56127) [0.32322]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-1))	0.033265 (0.04093) [0.81274]	0.058669 (0.03339) [1.75686]	0.044358 (0.05623) [0.78889]	0.356428 (0.20536) [1.73567]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-2))	0.065265 (0.03961) [1.64774]	-0.020514 (0.03232) [-0.63476]	-0.159829 (0.05441) [-2.93726]	0.002780 (0.19873) [0.01399]
C	0.022618 (0.01048) [2.15821]	-0.015690 (0.00855) [-1.83497]	0.029480 (0.01440) [2.04759]	0.081439 (0.05258) [1.54880]
@TREND(60)	-0.000144 (0.00021) [-0.67173]	0.000372 (0.00018) [2.12429]	-0.000566 (0.00030) [-1.91765]	-0.001263 (0.00108) [-1.17175]
R-squared	0.552982	0.503915	0.451206	0.412520
Adj. R-squared	0.451387	0.391169	0.326480	0.279002
Sum sq. resids	0.007849	0.005225	0.014814	0.197599
S.E. equation	0.013357	0.010898	0.018349	0.067014
F-statistic	5.443008	4.469452	3.617577	3.089616
Log likelihood	165.4611	176.6510	147.9943	76.75175
Akaike AIC	-5.616766	-6.023672	-4.981610	-2.390973
Schwarz SC	-5.215299	-5.622205	-4.580143	-1.989506
Mean dependent	0.018452	0.005115	0.016682	0.061254
S.D. dependent	0.018033	0.013966	0.022358	0.078922
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.56E-14		
Determinant resid covariance		6.41E-15		
Log likelihood		580.8291		
Akaike information criterion		-19.37561		
Schwarz criterion		-17.62375		

Tabella 61 – Estimation output Regno Unito

Si nota come tutti i coefficienti siano negativi e statisticamente significativi. Tuttavia mentre quello relativo al capitale privato lo è al 20%, quelli riferiti all'occupazione e alla dotazione di capitale pubblico, lo sono addirittura all'1%. Per questo motivo ci si aspetta che le due variabili ed ancora di più lo stock di capitale pubblico (che come detto, presenta un t-statistico davvero rilevante), svolgono un ruolo estremamente significativo per la crescita economica del paese.

Per quanto concerne i coefficienti di lungo periodo, i principali risultati sono sintetizzati nella tabella che segue.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.006295	0.001773	3.550790	0.0009
C(2)	-0.028120	0.139364	-0.201773	0.8410
C(3)	-0.416814	0.133776	-3.115769	0.0032
C(4)	-0.450930	0.217558	-2.072691	0.0441
C(5)	-0.214365	0.209321	-1.024095	0.3114
C(6)	0.119228	0.110573	1.078269	0.2868
C(7)	0.207170	0.111866	1.851952	0.0707
C(8)	0.033265	0.040929	0.812742	0.4207
C(9)	0.065265	0.039609	1.647738	0.1065
C(10)	0.022618	0.010480	2.158210	0.0364
C(11)	-0.000144	0.000215	-0.671726	0.5053
R-squared	0.552982	Mean dependent var		0.018452
Adjusted R-squared	0.451387	S.D. dependent var		0.018033
S.E. of regression	0.013357	Akaike info criterion		-5.616766
Sum squared resid	0.007849	Schwarz criterion		-5.215299
Log likelihood	165.4611	Hannan-Quinn criter.		-5.461515
F-statistic	5.443008	Durbin-Watson stat		2.085230
Prob(F-statistic)	0.000033			

Tabella 62 – Analisi dei coefficienti Regno Unito

Come già verificatosi per la stragrande maggioranza dei paesi analizzati, il coefficiente C(1) è negativo, ma non statisticamente significativo. Ciò testimonia che non esiste una relazione di lungo periodo tra le tre variabili considerate congiuntamente rispetto all'output produttivo e quindi rispetto alla crescita economica.

Il passaggio successivo consiste quindi nell'andare a verificare se queste ultime prese singolarmente, presentano invece una relazione di causalità secondo la definizione fornita da Granger. I risultati di questa analisi sono riportati nella tabella che segue.

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1960 2017
Lags: 2

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNGFCF does not Granger Cause LNPIL	0.06813	0.0042
LNPIL does not Granger Cause LNGFCF	0.98805	0.3793
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	0.78831	0.0201
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	3.14876	0.0514
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	4.61526	0.0144
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	0.56834	0.5700

Tabella 63 – Granger causality Regno Unito

Un risultato importante e che vale la pena mettere in risalto consiste nel fatto che sia una variazione dello stock di capitale pubblico a causare una variazione dell'output produttivo e non viceversa. Di conseguenza anche per l'Regno Unito può essere esclusa la problematica relativa alla causalità inversa.

Con riferimento all'effetto del capitale pubblico sulle altre due variabili (occupazione e capitale privato) vale la pena sottolineare che è sempre una variazione nello stock di public capital a causare una variazione di queste ultime e non viceversa. Questo risultato rappresenta una conferma indiretta dell'elevato t-statistico ricavato in precedenza, a testimonianza del ruolo rilevante che il capitale pubblico gioca nel Regno Unito.

Riguardo il breve periodo, di seguito vengono esposti i principali risultati ottenuti attraverso l'analisi circa la causalità.

Test Statistic LNGFCF	Value	df	Probability
F-statistic	2.662905	(2, 44)	0.0510
Chi-square	5.325810	2	0.0497

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	0.119228	0.110573
C(7)	0.207170	0.111866

Test Statistic LNOCCUPAZIONE	Value	df	Probability
F-statistic	5.081613	(2, 44)	0.0103
Chi-square	10.16323	2	0.0062

Null Hypothesis: C(4)=C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	-0.450930	0.217558
C(5)	-0.214365	0.209321

Test Statistic LNCAPITALE_PRI VATO	Value	df	Probability
F-statistic	1.961020	(2, 44)	0.1528
Chi-square	3.922040	2	0.1407

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	0.033265	0.040929
C(9)	0.065265	0.039609

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1960 2017

Included observations: 55

Dependent variable: D(LNPIL)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNOCCUPAZIONE)	10.16323	2	0.0062
D(LNGFCF)	5.325810	2	0.0497
D(LNCAPITALE_PRIVATO)	3.922040	2	0.1407
All	12.90743	6	0.0445

Tabella 64 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Regno Unito

Questi ultimi mettono in evidenza una relazione di causalità di breve periodo tra la dotazione di capitale pubblico rispetto all'output produttivo e tra l'occupazione sempre riguardo l'output produttivo. Allo stesso tempo tuttavia tale relazione non è verificata con riferimento al capitale privato rispetto all'output produttivo, questo significa che nel breve periodo, variazioni del capitale privato non causano variazioni dell'output produttivo. Ciò potrebbe essere compatibile con la natura dell'utilità economica di un investimento, la quale, secondo le principali teorie economiche, si manifesta su un orizzonte temporale più ampio.

A questo punto non resta che verificare se da un punto statistico il modello applicato al Regno Unito risulta essere valido oppure se al contrario emergono delle problematiche. Per fare questo vengono riproposti i test, già visti per gli altri paesi indagati e riguardanti la normalità, l'eteroschedasticità e l'autocorrelazione. I risultati di questi ultimi vengono proposti nei grafici e tabelle di sintesi che seguono.

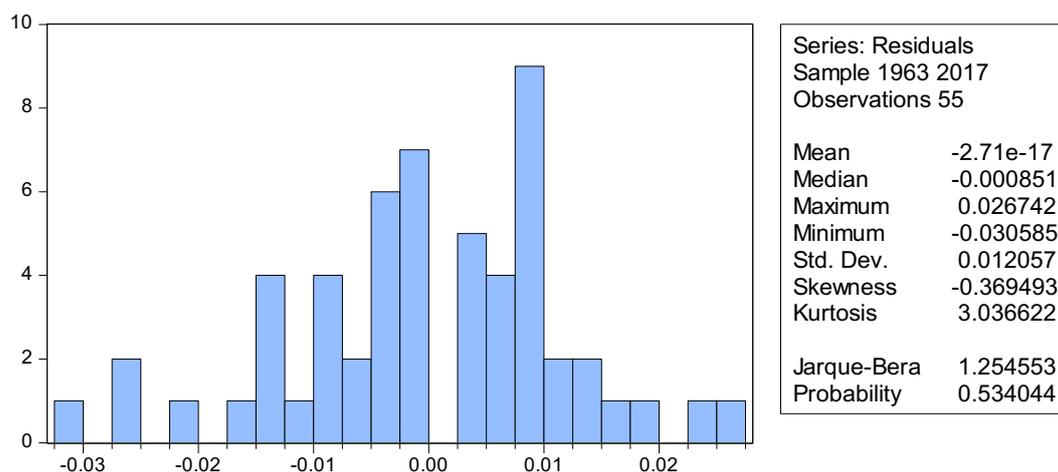


Tabella 65 – Test di normalità Regno Unito

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.556725	Prob. F(12,42)	0.7123
Obs*R-squared	23.21715	Prob. Chi-Square(12)	0.6259
Scaled explained SS	15.13105	Prob. Chi-Square(12)	0.2343

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 22:12

Sample: 1963 2017

Included observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003198	0.008612	-0.371360	0.7122
LNPIL(-1)	0.002423	0.001808	1.339678	0.1876
LNOCCUPAZIONE(-1)	0.004186	0.003259	1.284668	0.2059
LNGFCF(-1)	-0.001231	0.001606	-0.766627	0.4476
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.001415	0.000588	-2.405697	0.0206
LNPIL(-2)	0.002338	0.002617	0.893553	0.3767
LNPIL(-3)	-0.004660	0.001950	-2.389838	0.0214
LNOCCUPAZIONE(-2)	-0.004848	0.004911	-0.987219	0.3292
LNOCCUPAZIONE(-3)	0.000204	0.003135	0.065118	0.9484
LNGFCF(-2)	0.000425	0.002246	0.189211	0.8508
LNGFCF(-3)	0.002123	0.001564	1.357584	0.1818
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	0.000981	0.000821	1.195411	0.2386
LNCAPITALE_PRIVATO(-3)	7.67E-05	0.000612	0.125332	0.9009

R-squared	0.422130	Mean dependent var	0.000143
Adjusted R-squared	0.257024	S.D. dependent var	0.000206
S.E. of regression	0.000177	Akaike info criterion	-14.23580
Sum squared resid	1.32E-06	Schwarz criterion	-13.76133
Log likelihood	404.4844	Hannan-Quinn criter.	-14.05232
F-statistic	2.556725	Durbin-Watson stat	1.684623
Prob(F-statistic)	0.012294		

Tabella 66 – Test di eteroschedasticità Regno Unito

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.191084	Prob. F(2,42)	0.8268
Obs*R-squared	0.495945	Prob. Chi-Square(2)	0.7804

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1963 2017

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000317	0.001896	-0.166998	0.8682
C(2)	0.125633	0.251554	0.499425	0.6201
C(3)	0.011349	0.192395	0.058989	0.9532
C(4)	-0.019329	0.223921	-0.086318	0.9316
C(5)	0.079292	0.249013	0.318425	0.7517
C(6)	0.003386	0.112799	0.030014	0.9762
C(7)	-0.012777	0.115903	-0.110240	0.9127
C(8)	0.001639	0.042136	0.038899	0.9692
C(9)	-0.001567	0.040445	-0.038744	0.9693
C(10)	-0.003904	0.012553	-0.311026	0.7573
C(11)	4.02E-05	0.000229	0.175536	0.8615
RESID(-1)	-0.179181	0.294620	-0.608177	0.5463
RESID(-2)	-0.027219	0.237544	-0.114586	0.9093
R-squared	0.009017	Mean dependent var		-2.71E-17
Adjusted R-squared	-0.274121	S.D. dependent var		0.012057
S.E. of regression	0.013609	Akaike info criterion		-5.553097
Sum squared resid	0.007779	Schwarz criterion		-5.078636
Log likelihood	165.7102	Hannan-Quinn criter.		-5.369619
F-statistic	0.031847	Durbin-Watson stat		2.013432
Prob(F-statistic)	1.000000			

Tabella 67 – Test di autocorrelazione Regno Unito

In sintesi, il Regno unito è un paese in cui la dotazione di capitale pubblico svolge sicuramente un ruolo estremamente significativo con riferimento alla crescita economica. Questa affermazione è possibile effettuarla sia nel breve che nel lungo periodo. Infatti in entrambi i casi è stata verificata la presenza di una relazione di causalità tra queste variabili. Il Regno Unito rappresenta quindi un ulteriore tassello circa la validità e la correttezza dell'approccio utilizzato, dato che i risultati ottenuti sono coerenti e compatibili con le ipotesi di partenza e per di più vanno ad inserirsi in un quadro che è del tutto simile agli altri paesi considerati, con poche eccezioni.

Anche in questo caso è importante sottolineare che l'occupazione, pur se in maniera meno marcata (rispetto allo stock di capitale pubblico), gioca un ruolo rilevante per lo sviluppo economico del paese. Le stesse conclusioni non possono tuttavia essere tratte per il capitale privato.

Infine, seguendo la prassi adottata per gli altri paesi, vale la pena sottolineare la validità statistica del modello verificata con i test di normalità, eteroschedasticità e autocorrelazione, i quali contribuiscono a conferire maggiore robustezza ai risultati esposti.

SPAGNA

Nella tabella che segue vengono presentate le stime del VECM

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1973 2017
 Included observations: 45 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0
 Maximum iterations (500) reached.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 9.633335
 Probability 0.021954

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNPIL(-1)	1.000000
LNOCCUPAZIONE(-1)	21.99419 (8.27936) [2.65651]
LNGFCF(-1)	-34.89910 (14.6597) [-2.38062]
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-8.920479 (6.48205) [-1.37618]

Error Correction:	D(LNPIL)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)
CointEq1	0.000717 (0.00014) [5.04964]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPIL(-1))	0.000703 (0.17759) [0.00396]	0.020721 (0.50912) [0.04070]	-0.361147 (0.25684) [-1.40612]	0.863796 (1.67457) [0.51583]
D(LNPIL(-2))	0.054444 (0.13072) [0.41647]	0.017531 (0.37477) [0.04678]	0.050663 (0.18906) [0.26797]	-0.496801 (1.23267) [-0.40303]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	0.009409 (0.11426) [0.08235]	0.988357 (0.32755) [3.01743]	-0.000608 (0.16524) [-0.00368]	2.374354 (1.07736) [2.20385]
D(LNOCCUPAZIONE(-2))	0.113300 (0.10244) [1.10602]	-0.224904 (0.29368) [-0.76582]	0.119223 (0.14815) [0.80472]	-1.731871 (0.96596) [-1.79291]
D(LNGFCF(-1))	-0.061904 (0.11304) [-0.54765]	0.120667 (0.32406) [0.37237]	0.648903 (0.16348) [3.96933]	-0.847407 (1.06587) [-0.79503]

D(LNGFCF(-2))	0.039380 (0.10968) [0.35903]	-0.121828 (0.31444) [-0.38745]	0.132467 (0.15863) [0.83508]	0.332226 (1.03424) [0.32123]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-1))	-0.071924 (0.03069) [-2.34332]	-0.020290 (0.08799) [-0.23059]	-0.000309 (0.04439) [-0.00696]	0.138891 (0.28942) [0.47990]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-2))	-0.041739 (0.03100) [-1.34649]	-0.007024 (0.08887) [-0.07904]	-0.052428 (0.04483) [-1.16944]	0.111123 (0.29230) [0.38016]
R-squared	0.767395	0.563169	0.679832	0.533957
Adj. R-squared	0.715705	0.466096	0.608683	0.430392
Sum sq. resids	0.002178	0.017903	0.004556	0.193685
S.E. equation	0.007779	0.022300	0.011250	0.073349
F-statistic	14.84611	5.801476	9.555114	5.155758
Log likelihood	159.7048	112.3105	143.1009	58.73196
Akaike AIC	-6.697990	-4.591577	-5.960038	-2.210310
Schwarz SC	-6.336657	-4.230244	-5.598706	-1.848977
Mean dependent	0.016708	0.009301	0.033220	0.070017
S.D. dependent	0.014589	0.030520	0.017984	0.097187
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.02E-15		
Determinant resid covariance		1.64E-15		
Log likelihood		506.2000		
Akaike information criterion		-20.72000		
Schwarz criterion		-19.11408		

Tabella 68 – Estimation output Spagna

L'analisi delle stime dei coefficienti evidenzia l'importanza di tutte e tre le variabili ai fini della crescita economica con la necessità di fare alcune precisazioni. Innanzitutto mentre i coefficienti relativi allo stock di capitale pubblico e capitale privato sono negativi, quello relativo all'occupazione è positivo. In seconda battuta, come già avvenuto per altri paesi, i coefficienti della dotazione di capitale pubblico e dell'occupazione sono statisticamente significativi al 5%, mentre quello relativo al capitale privato lo è al 10%. Di conseguenza gli aspetti a cui prestare attenzione per questo paese sono molteplici.

Le stime dei coefficienti sono riportate nella seguente tabella.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000689	0.000164	4.186744	0.0002
C(2)	-0.000703	0.177589	0.003960	0.9969
C(3)	0.054444	0.130725	0.416475	0.6795
C(4)	0.009409	0.114255	0.082355	0.9348
C(5)	0.113300	0.102440	1.106018	0.2761
C(6)	-0.061904	0.113036	-0.547645	0.5873
C(7)	0.039380	0.109682	0.359035	0.7217

C(8)	-0.071924	0.030693	-2.343325	0.0248
C(9)	-0.041739	0.030999	-1.346486	0.1866
R-squared	0.767395	Mean dependent var		0.016708
Adjusted R-squared	0.715705	S.D. dependent var		0.014589
S.E. of regression	0.007779	Akaike info criterion		-6.697990
Sum squared resid	0.002178	Schwarz criterion		-6.336657
Log likelihood	159.7048	Hannan-Quinn criter.		-6.563289
Durbin-Watson stat	2.140828			

Tabella 69 – Analisi dei coefficienti Spagna

I risultati mettono in evidenza che il coefficiente C(1) è negativo ma non statisticamente significativo. Questo significa che non vi è una relazione di causalità tra stock di capitale pubblico, occupazione e capitale privato (considerate congiuntamente) rispetto all'output produttivo.

Quanto detto va verificato anche attraverso l'utilizzo conferma del test di Granger, per valutare l'impatto delle variabili, considerate in questo caso singolarmente. I risultati sono quelli che vengono di seguito riportati.

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1970 2017
Lags: 2

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LNGFCF does not Granger Cause LNPIIL	2.08500	0.0373
LNPIIL does not Granger Cause LNGFCF	1.15592	0.3248
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	4.12262	0.0234
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	0.36705	0.6950
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	2.10328	0.0350
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	1.09664	0.3436

Tabella 70 – Granger causality Spagna

Anche in questo caso i risultati ottenuti, mostrano risultano essere in linea con quanto finora osservato per gli altri paesi e consistono nel fatto che una variazione nella dotazione del capitale pubblico causa una variazione nell'output produttivo, nell'occupazione e nel capitale privato (ma non viceversa). Di conseguenza anche in questo caso può essere escluso il problema concernente la causalità inversa, soprattutto dell'output produttivo rispetto allo stock di capitale pubblico che da un punto di vista teorico rappresenta la difficoltà più significativa.

Con riferimento al breve periodo, invece le risultanze dei coefficienti sono le seguenti.

Test Statistic LNGFCF	Value	df	Probability
F-statistic	0.155153	(2, 36)	0.8569
Chi-square	0.310306	2	0.8563

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	-0.061904	0.113036
C(7)	0.039380	0.109682

Test Statistic LNOCCUPAZIONE	Value	df	Probability
F-statistic	1.117740	(2, 36)	0.3381
Chi-square	2.235479	2	0.3270

Null Hypothesis: C(4)=C(5)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	0.009409	0.114255
C(5)	0.113300	0.102440

Test Statistic LNCAPITALE_PRI VATO	Value	df	Probability
F-statistic	5.388500	(2, 36)	0.0090
Chi-square	10.77700	2	0.0046

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.071924	0.030693
C(9)	-0.041739	0.030999

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1970 2017

Included observations: 45

Dependent variable: D(LNPIL)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNOCCUPA ZIONE)	2.235479	2	0.3270
D(LNGFCF)	0.310306	2	0.8563
D(LNCAPITAL E_PRIVATO)	10.77700	2	0.0046
All	22.55618	6	0.0010

Tabella 71 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Spagna

I coefficienti ottenuti, mettono in evidenza come, nel breve periodo, vi sia una relazione di causalità tra il capitale privato rispetto all'output produttivo. Di conseguenza è possibile affermare che nel breve periodo variazioni del capitale privato causano variazioni nell'output produttivo. Ciò invece non si verifica per quanto riguarda lo stock di capitale pubblico e l'occupazione, le quali come abbiamo visto in precedenza sono rilevanti, ma nel lungo periodo.

L'ultimo passaggio consiste nell'indagare la validità statistica del modello attraverso i soliti tre test: normalità, eteroschedasticità e autocorrelazione.

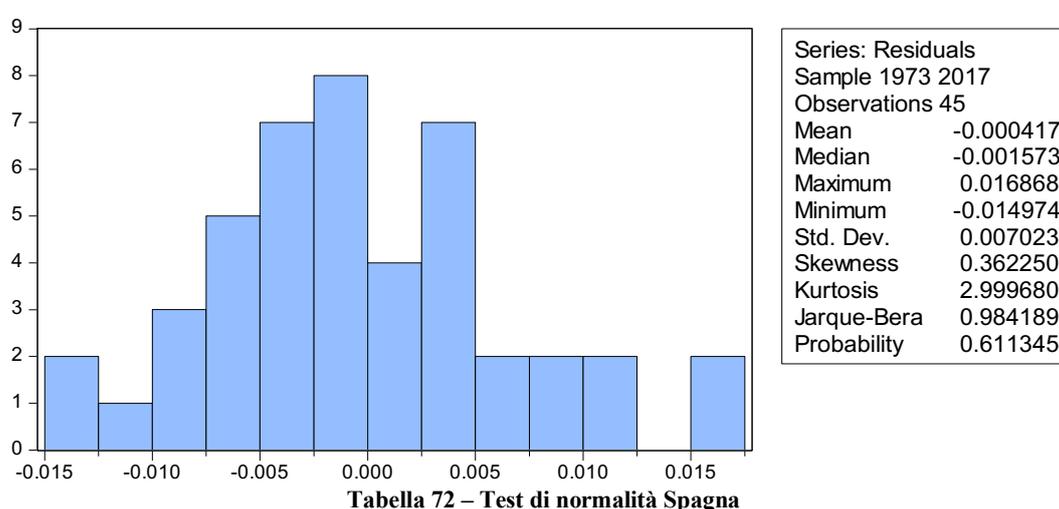


Tabella 72 – Test di normalità Spagna

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.944458	Prob. F(12,32)	0.5177
Obs*R-squared	11.76936	Prob. Chi-Square(12)	0.4644
Scaled explained SS	7.205741	Prob. Chi-Square(12)	0.8437

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1973 2017

Included observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001303	0.002779	0.469010	0.6422
LNPIL(-1)	-0.000285	0.001689	-0.168694	0.8671
LNOCCUPAZIONE(-1)	8.34E-05	0.001126	0.073997	0.9415
LNGFCF(-1)	0.000143	0.001079	0.132067	0.8958
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.000134	0.000323	-0.415927	0.6802
LNPIL(-2)	0.002932	0.002152	1.362489	0.1826
LNPIL(-3)	-0.002509	0.001316	-1.905991	0.0657
LNOCCUPAZIONE(-2)	0.000340	0.001780	0.191140	0.8496

LNOCCUPAZIONE(-3)	-0.000538	0.001083	-0.496378	0.6230
LNGFCF(-2)	-0.001266	0.001908	-0.663725	0.5116
LNGFCF(-3)	0.000991	0.001078	0.919512	0.3647
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	8.86E-05	0.000449	0.197294	0.8448
LNCAPITALE_PRIVATO(-3)	7.91E-05	0.000288	0.275062	0.7850
R-squared	0.261541	Mean dependent var	4.84E-05	
Adjusted R-squared	-0.015381	S.D. dependent var	6.77E-05	
S.E. of regression	6.82E-05	Akaike info criterion	-16.11046	
Sum squared resid	1.49E-07	Schwarz criterion	-15.58853	
Log likelihood	375.4853	Hannan-Quinn criter.	-15.91589	
F-statistic	0.944458	Durbin-Watson stat	2.486600	
Prob(F-statistic)	0.517666			

Tabella 73 – Test di eteroschedasticità Spagna

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.983116	Prob. F(2,34)	0.7029
Obs*R-squared	12.98754	Prob. Chi-Square(2)	0.6015

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Sample: 1973 2017

Included observations: 45

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.000202	0.000301	-0.671314	0.5066
C(2)	0.148162	0.457152	0.324098	0.7478
C(3)	0.285512	0.181235	1.575368	0.1244
C(4)	-0.047414	0.100187	-0.473259	0.6391
C(5)	0.057047	0.110652	0.515559	0.6095
C(6)	-0.078042	0.104618	-0.745971	0.4608
C(7)	0.017051	0.104496	0.163172	0.8713
C(8)	-0.008352	0.026788	-0.311766	0.7571
C(9)	0.014602	0.055412	0.263510	0.7937
RESID(-1)	-0.405945	0.475416	-0.853874	0.3992
RESID(-2)	-0.709794	0.218784	-3.244263	0.0026
R-squared	0.288612	Mean dependent var	-0.000417	
Adjusted R-squared	0.079380	S.D. dependent var	0.007023	
S.E. of regression	0.006739	Akaike info criterion	-6.953238	
Sum squared resid	0.001544	Schwarz criterion	-6.511609	
Log likelihood	167.4479	Hannan-Quinn criter.	-6.788603	
Durbin-Watson stat	2.185862			

Tabella 74 – Test di autocorrelazione Spagna

Riassumendo, anche per la Spagna è possibile affermare sulla base dell'evidenza empirica che il capitale pubblico gioca un ruolo importante per la crescita economica. Ciò trova riscontro se si prende in considerazione il lungo periodo, mentre nel breve questa variabile assume un ruolo più marginale. Il capitale privato,

invece si comporta in maniera esattamente antitetica. Ciò potrebbe portare ad affermare che in Spagna, si verifica un effetto di spiazzamento (crowding out) tra capitale pubblico e capitale privato, ovvero che quando lo Stato, in tutte le sue forme più disparate, decide di incrementare la sua dotazione di capitale pubblico, attraverso politiche di rilancio degli investimenti, scoraggia lo stesso tipo di manovra da parte del settore privato. Ad ogni modo si tornerà con più enfasi su questa tematica nel paragrafo successivo quando si analizzeranno le risposte alle funzioni di impulso.

Infine, è verificata la validità statistica del modello, tramite i test già visti anche per gli altri paesi oggetto di indagine.

STATI UNITI

Nella tabella che segue vengono presentate le stime del VECM

Vector Error Correction Estimates
 Sample (adjusted): 1963 2017
 Included observations: 55 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1, A(2,1)=0, A(3,1)=0, A(4,1)=0
 Convergence achieved after 38 iterations.
 Restrictions identify all cointegrating vectors
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(3) 28.94761
 Probability 0.000002

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNPIL(-1)	1.000000
LNOCCUPAZIONE(-1)	2.502810 (2.04280) [1.22518]
LNGFCF(-1)	-1.377290 (0.71454) [-1.92751]
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.491910 (0.36473) [-1.34871]
C	-21.10482 (17.5614) [-1.20177]

Error Correction:	D(LNPIL)	D(LNOCCUPAZIONE)	D(LNGFCF)	D(LNCAPITALE_PRIVATO)
CointEq1	-0.066243 (0.02251) [-2.94298]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNPIL(-1))	0.359746 (0.15005) [2.39754]	0.463519 (0.16111) [2.87699]	0.141700 (0.16480) [0.85985]	0.545916 (0.76251) [0.71595]
D(LNPIL(-2))	0.299748 (0.14262) [2.10178]	-0.153214 (0.15313) [-1.00053]	0.244511 (0.15663) [1.56103]	-0.134265 (0.72474) [-0.18526]
D(LNOCCUPAZIONE(-1))	-0.274466 (0.22670) [-1.21070]	0.085374 (0.24342) [0.35073]	0.042467 (0.24898) [0.17056]	-1.391974 (1.15203) [-1.20828]
D(LNOCCUPAZIONE(-2))	-0.063613 (0.21508) [-0.29576]	-0.137844 (0.23094) [-0.59687]	0.467206 (0.23623) [1.97779]	-0.788021 (1.09300) [-0.72097]

D(LNGFCF(-1))	-0.045326 (0.13089) [-0.34628]	0.022297 (0.14055) [0.15864]	0.185182 (0.14376) [1.28814]	0.182879 (0.66517) [0.27494]
D(LNGFCF(-2))	0.166872 (0.12382) [1.34774]	0.058722 (0.13295) [0.44170]	0.190699 (0.13599) [1.40234]	0.293314 (0.62920) [0.46617]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-1))	-0.069074 (0.05271) [-1.31036]	0.064796 (0.05660) [1.14480]	0.014258 (0.05790) [0.24627]	0.725722 (0.26788) [2.70916]
D(LNCAPITALE_PRIVATO (-2))	0.023985 (0.05910) [0.40584]	0.052417 (0.06346) [0.82602]	-0.083319 (0.06491) [-1.28362]	0.065930 (0.30033) [0.21952]
R-squared	0.399742	0.469485	0.313980	0.385948
Adj. R-squared	0.295349	0.377221	0.194672	0.279157
Sum sq. resids	0.004909	0.005660	0.005922	0.126776
S.E. equation	0.010331	0.011092	0.011346	0.052498
F-statistic	3.829216	5.088523	2.631678	3.614033
Log likelihood	178.3677	174.4545	173.2110	88.95665
Akaike AIC	-6.158824	-6.016528	-5.971308	-2.907515
Schwarz SC	-5.830351	-5.688055	-5.642836	-2.579042
Mean dependent	0.014917	0.015149	0.019567	0.051444
S.D. dependent	0.012307	0.014056	0.012643	0.061833
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.13E-15		
Determinant resid covariance		5.52E-16		
Log likelihood		651.5946		
Akaike information criterion		-22.20344		
Schwarz criterion		-20.70706		

Tabella 75 – Estimation output Stati Uniti

Anche negli Stati Uniti, i coefficienti delle variabili in esame sono statisticamente significativi. Tuttavia, in questo caso l'unico che ha un livello di significatività al 5% è rappresentato proprio dalla dotazione di capitale pubblico a rimarcare l'importanza che questa variabile gioca nei riguardi dell'output produttivo.

Un'ulteriore osservazione riguarda il fatto che mentre i coefficienti afferenti lo stock di capitale pubblico e capitale privato sono negativi, quello dell'occupazione è positivo. Ad ogni modo, in linea generale, è importante notare che tutti i coefficienti sembrano avere un livello di significatività inferiore rispetto a quello finora osservato nei vari paesi che sono stati analizzati. A tal proposito e con riferimento all'analisi di questi ultimi si propone la seguente tabella.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.096329	0.027070	-3.558503	0.0009

C(2)	0.359746	0.150048	2.397537	0.0206
C(3)	0.299748	0.142616	2.101783	0.0411
C(4)	-0.274466	0.226700	-1.210700	0.2322
C(5)	-0.063613	0.215085	-0.295756	0.7687
C(6)	-0.045326	0.130893	-0.346281	0.7307
C(7)	0.166872	0.123816	1.347737	0.1843
C(8)	-0.069074	0.052714	-1.310360	0.1966
C(9)	0.023985	0.059100	0.405841	0.6867
<hr/>				
R-squared	0.399742	Mean dependent var	0.014917	
Adjusted R-squared	0.295349	S.D. dependent var	0.012307	
S.E. of regression	0.010331	Akaike info criterion	-6.158824	
Sum squared resid	0.004909	Schwarz criterion	-5.830351	
Log likelihood	178.3677	Hannan-Quinn criter.	-6.031801	
Durbin-Watson stat	2.199272			

Tabella 76 – Analisi dei coefficienti Stati Uniti

L'analisi del coefficiente C(1), mostra che quest'ultimo è sì negativo, ma non statisticamente significativo, in linea con quanto osservato finora per tutti i paesi analizzati e di conseguenza coerente con i risultati ottenuti.

Andando ad analizzare il rapporto di causalità tra lo stock di capitale pubblico e le altre variabili attraverso il test di Granger, è possibile notare quanto segue alla tabella di sintesi qui proposta.

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1960 2017

Lags: 2

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
<hr/>		
LNGFCF does not Granger Cause LNPIL	0.70654	0.0481
LNPIL does not Granger Cause LNGFCF	0.62055	0.5417
<hr/>		
LNGFCF does not Granger Cause LNOCCUPAZIONE	1.07772	0.3480
LNOCCUPAZIONE does not Granger Cause LNGFCF	1.15613	0.3228
<hr/>		
LNCAPITALE_PRIVATO does not Granger Cause LNGFCF	0.45887	0.6346
LNGFCF does not Granger Cause LNCAPITALE_PRIVATO	2.35727	0.1049

Tabella 77 – Granger causality Stati Uniti

I risultati in maniera chiara evidenziano come siano le variazioni nella dotazione di capitale pubblico a causare delle variazioni nell'output produttivo e nel capitale privato.

Al contrario i risultati non sono così chiari per quanto riguarda la relazione di causalità tra capitale pubblico e occupazione.

Spostando l'analisi sull'orizzonte temporale di breve periodo, i coefficienti vengono mostrati nella seguente tabella di sintesi.

Test Statistic	Value	df	Probability
LNGFCF			
F-statistic	0.909150	(2, 46)	0.4100
Chi-square	1.818300	2	0.4029

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	-0.045326	0.130893
C(7)	0.166872	0.123816

Test Statistic	Value	df	Probability
LNOCCUPAZIONE			
F-statistic	0.967259	(2, 46)	0.3877
Chi-square	1.934519	2	0.3801

Null Hypothesis: C(4)=C(5)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	-0.274466	0.226700
C(5)	-0.063613	0.215085

Test Statistic	Value	df	Probability
LNCAPITALE_PRI VATO			
F-statistic	0.871051	(2, 46)	0.4253
Chi-square	1.742102	2	0.4185

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-0.069074	0.052714
C(9)	0.023985	0.059100

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1960 2017

Included observations: 55

Dependent variable: D(LNPIL)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNOCCUPAZIONE)	1.934519	2	0.3801
D(LNGFCF)	1.818300	2	0.4029

D(LNCAPITAL E_PRIVATO)	1.742102	2	0.4185
All	24.24275	6	0.0005

Tabella 78 – Sintesi dei coefficienti di breve periodo Stati Uniti

È significativo notare che nel breve periodo, lo stock di capitale pubblico, l'occupazione e il capitale privato, presi singolarmente sembrano non avere alcuna relazione di causalità rispetto all'output produttivo. Tuttavia, se consideriamo l'effetto congiunto di queste variabili sempre facendo riferimento all'output produttivo, questa relazione di causalità di breve periodo, risulta essere verificata.

Andando ad indagare la validità statistica del modello, i risultati dei test di normalità, eteroschedasticità e correlazione seriale, propongono i seguenti risultati.

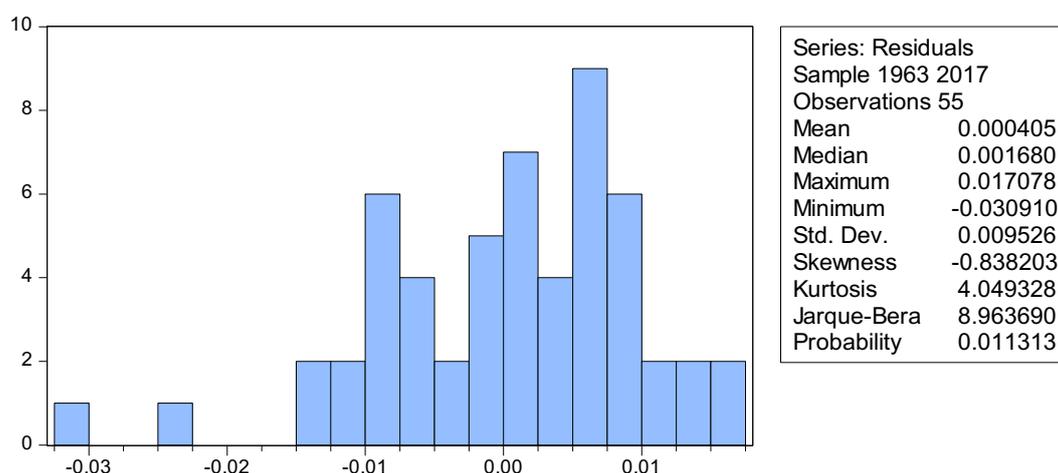


Tabella 79 – Test di normalità Stati Uniti

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.845849	Prob. F(12,42)	0.6048
Obs*R-squared	10.70486	Prob. Chi-Square(12)	0.5544
Scaled explained SS	10.86606	Prob. Chi-Square(12)	0.5404

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1963 2017

Included observations: 55

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004313	0.021288	0.202608	0.8404
LNPIL(-1)	0.001382	0.002446	0.564949	0.5751
LNOCCUPAZIONE(-1)	0.001086	0.003833	0.283326	0.7783
LNGFCF(-1)	-0.001681	0.002243	-0.749711	0.4576
LNCAPITALE_PRIVATO(-1)	-0.000203	0.000903	-0.224978	0.8231

LNPIL(-2)	-0.002107	0.003774	-0.558261	0.5796
LNPIL(-3)	0.000305	0.002268	0.134302	0.8938
LNOCCUPAZIONE(-2)	0.002486	0.005589	0.444842	0.6587
LNOCCUPAZIONE(-3)	-0.004359	0.003746	-1.163852	0.2511
LNGFCF(-2)	-0.001296	0.003114	-0.416164	0.6794
LNGFCF(-3)	0.003819	0.002255	1.693237	0.0978
LNCAPITALE_PRIVATO(-2)	-0.000535	0.001471	-0.363808	0.7178
LNCAPITALE_PRIVATO(-3)	0.000709	0.000976	0.726684	0.4715
R-squared	0.194634	Mean dependent var	8.93E-05	
Adjusted R-squared	-0.035471	S.D. dependent var	0.000153	
S.E. of regression	0.000156	Akaike info criterion	-14.48832	
Sum squared resid	1.02E-06	Schwarz criterion	-14.01386	
Log likelihood	411.4289	Hannan-Quinn criter.	-14.30485	
F-statistic	0.845849	Durbin-Watson stat	2.211462	
Prob(F-statistic)	0.604814			

Tabella 80 – Test di eteroschedasticità Stati Uniti

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.798351	Prob. F(2,44)	0.0718
Obs*R-squared	6.116704	Prob. Chi-Square(2)	0.0470

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 05/06/18 Time: 22:44

Included observations: 55

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.059233	0.038446	1.540688	0.1306
C(2)	0.271771	0.307366	0.884195	0.3814
C(3)	-0.049721	0.246141	-0.202001	0.8408
C(4)	-0.026568	0.238257	-0.111508	0.9117
C(5)	-0.087515	0.232759	-0.375991	0.7087
C(6)	0.017125	0.127005	0.134833	0.8934
C(7)	-0.006404	0.122510	-0.052277	0.9585
C(8)	0.020002	0.055646	0.359453	0.7210
C(9)	0.060366	0.062438	0.966820	0.3389
RESID(-1)	-0.504512	0.348980	-1.445675	0.1554
RESID(-2)	-0.335737	0.273208	-1.228871	0.2257
R-squared	0.111213	Mean dependent var	0.000405	
Adjusted R-squared	-0.090784	S.D. dependent var	0.009526	
S.E. of regression	0.009949	Akaike info criterion	-6.205831	
Sum squared resid	0.004355	Schwarz criterion	-5.804365	
Log likelihood	181.6604	Hannan-Quinn criter.	-6.050581	
Durbin-Watson stat	2.114934			

Tabella 81 – Test di autocorrelazione Stati Uniti

I test mettono in evidenza la verifica della validità statistica del modello utilizzato. Si può quindi concludere che anche negli Stati Uniti, lo stock di capitale pubblico, svolge un ruolo significativo con riferimento alla crescita economica, anche se va

detto che quest'ultimo sembra essere leggermente meno rilevante rispetto a quello verificato negli altri paesi finora indagati.

Allo stesso tempo si è dimostrata l'esistenza di una relazione di causalità di lungo periodo delle variabili considerate rispetto all'output produttivo. Per quanto riguarda quella di breve periodo è già stata messa in risalto la sua particolarità, ovvero che le variabili prese singolarmente, sembrano non avere alcuna relazione di causalità nel breve periodo, ma se si considera il loro effetto congiunto quest'ultima è verificata.

Ultimo ma non per questo meno importante, è stata verificata la validità statistica del modello attraverso i soliti test di normalità, eteroschedasticità e autocorrelazione.

TABELLE DI SINTESI

Tabella di significatività dei coefficienti (T-statistico)

PAESE	T-STATISTICO		
	OCCUPAZIONE	DOTAZIONE DI CAPITALE PUBBLICO	CAPITALE PRIVATO
Francia	-2.901	2.108	-1.644
Germania	-2.613	-2.396	0.036
Grecia	-2.755	0.174	-1.188
Irlanda	-4.214	0.744	-5.705
Italia	0.716	-2.484	2.300
Portogallo	-4.951	-1.262	-2.311
Regno Unito	-2.945	-4.579	0.981
Spagna	2.656	-2.380	-1.376
Stati Uniti	1.225	-1.927	-1.348

Tabella 82 – Sintesi significatività dei coefficienti

Tabella dei coefficienti di breve e di lungo periodo

PAESE	LUNGO PERIODO	BREVE PERIODO							
	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)	C(7)	C(8)	C(9)
Francia	-0.015	0.215	0.065	0.085	0.248	0.493	0.039	0.087	0.006
Germania	-0.141	-0.191	0.006	-0.116	-0.231	-0.021	0.005	0.057	-0.123
Grecia	-0.096	0.180	0.143	0.108	0.124	-0.137	0.936	-0.019	-0.072
Irlanda	0.172	-0.156	-0.509	-0.074	0.201	0.289	0.716	0.039	0.009
Italia	-0.047	-0.079	-0.067	0.009	-0.071	0.018			
Portogallo	-0.102	0.128	-0.119	-0.007	0.053				
Regno Unito	-0.006	-0.028	-0.416	-0.450	-0.214	0.119	0.207	0.033	0.065
Spagna	-0.000	-0.000	0.054	0.009	0.113	-0.061	0.039	-0.071	-0.041
Stati Uniti	-0.096	0.359	0.299	0.274	-0.063	-0.045	0.166	-0.069	0.023

Tabella 83 – Sintesi coefficienti breve e lungo periodo

Tabella dei principali risultati sul test di causalità di Granger

PAESE	LA DOTAZIONE DI CAPITALE PUBBLICO NON CAUSA		
	OUTPUT PRODUTTIVO	OCCUPAZIONE	CAPITALE PRIVATO
Francia	0.015	0.054	0.013
Germania	0.024	0.031	0.0402
Grecia	0.952	0.063	0.913
Irlanda	0.911	0.331	0.268
Italia	0.003	0.258	0.174
Portogallo	0.358	0.049	0.549
Regno Unito	0.004	0.020	0.014
Spagna	0.037	0.023	0.035
Stati Uniti	0.048	0.348	0.104

Tabella 84 – Sintesi Granger causality

2.7 – ANALISI IMPULSE RESPONSE

In questa sezione vengono analizzate le proprietà dinamiche dei modelli stimati nelle pagine precedenti, con riferimento ai paesi oggetto di indagine, grazie all'aiuto delle risposte alle funzioni di impulso (dall'inglese impulse response functions, d'ora in avanti IRFs).

Le IRFs sono un metodo che può essere usato per stimare la possibile risposta delle variabili considerate all'interno del modello, nel momento in cui si simula uno shock economico in una di esse.

Partendo dai concetti basilari, in parte introdotti nei capitoli precedenti, un vettore autoregressivo può essere anche espresso sotto forma di Vector Moving Average (VMA). Quest'ultimo è un espediente molto importante perché permette di verificare i vari shock economici che possono verificarsi all'interno di un modello VECM. Si fornisce di seguito una breve illustrazione, utilizzando un modello VAR a due variabili, in quanto di più agevole lettura. Ciò è possibile, in quanto, il VECM, come visto nel paragrafo 1.5, altro non è che un VAR con delle restrizioni particolari.

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (2.11)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2.12)$$

Le formule precedenti possono essere espresse in forma matriciale, come segue:

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix} \quad (2.13)$$

oppure

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.14)$$

dove

$$B = \begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix}, x_t = \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix}, \Gamma_0 = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix}, \Gamma_1 = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \text{ e } \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix}$$

Utilizzando l'equazione descritta nel paragrafo di introduzione ai modelli autoregressivi, la formulazione generale assunta da quest'ultimo nella condizione di equilibrio generale si ottiene:

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-1} \quad (2.15)$$

dove

$$X_t = \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix}, \mu = \begin{pmatrix} y \\ z \end{pmatrix}, e A_1 = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}$$

Si arriva ad ottenere la seguente formulazione:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y \\ z \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^i \begin{pmatrix} e_{1t-1} \\ e_{2t-1} \end{pmatrix} \quad (2.16)$$

Quest'ultima equazione relaziona Y_t e Z_t in termini di $\{e_{1t}\}$ e $\{e_{2t}\}$ i quali possono anche essere scritti come $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$. Moltiplicando l'equazione (2.14) per B^{-1} si ottiene il modello Var nella forma:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (2.17)$$

dove

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0, A_1 = B^{-1}\Gamma_1 e e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

È possibile notare come il termine di errore e_t , si riferisce alla combinazione di shock (c_t). Utilizzando l'equazione $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$, i termini e_{1t} ed e_{2t} possono essere riscritti come:

$$e_{1t} = \frac{(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})}{(1 - b_{12}b_{21})} \quad (2.18)$$

$$e_{2t} = \frac{(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})}{(1 - b_{12}b_{21})} \quad (2.19)$$

La forma matriciale di quanto appena scritto è la seguente:

$$\begin{pmatrix} e_{1\tau} \\ e_{2\tau} \end{pmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1\tau} \\ \varepsilon_{2\tau} \end{pmatrix} \quad (2.20)$$

A questo punto le equazioni (2.14) e (2.16) possono essere tra loro combinate nella seguente espressione matematica:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y \\ z \end{pmatrix} + \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{pmatrix} \quad (2.21)$$

Sostituendo le matrici di ordine (2 x 2), per semplicità di visualizzazione, con il simbolo \emptyset , si ottiene:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y \\ z \end{pmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \emptyset_{11}(i) & \emptyset_{12}(i) \\ \emptyset_{21}(i) & \emptyset_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{pmatrix} \quad (2.22)$$

Con l'elemento $\emptyset_{jk}(i)$ che è dato da:

$$\emptyset_i = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \quad (2.23)$$

L'equazione (2.22) può essere scritta in funzione di x_t come:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \emptyset_i \varepsilon_{\tau-i}$$

I coefficienti $\emptyset_{11}(i)$, $\emptyset_{12}(i)$, $\emptyset_{21}(i)$ e $\emptyset_{22}(i)$ sono chiamati appunto impulse response functions (IRFs).

La rappresentazione grafica delle IRFs, come si vedrà anche nel prosieguo del paragrafo, è un modo molto veloce ed intuitivo di visualizzare il comportamento di una variabile quando viene colpita da uno shock economico da parte di un'altra variabile presente nel modello.

Per poter dare a queste ultime un'interpretazione strutturale, è necessario innanzitutto procedere con l'identificazione del modello. In questo caso, quest'ultimo viene identificato assumendo che la relazione tra gli shock in forma ridotta (ε_t) e gli shock strutturali (e_t), abbia la seguente forma:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{kG} \\ \varepsilon_t^{kP} \\ \varepsilon_t^n \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^{kG} \\ e_t^{kP} \\ e_t^n \\ e_t^y \end{bmatrix} \quad (2.24)$$

Com'è possibile notare, vi sono sei parametri sconosciuti nella rappresentazione appena fornita, così come vi sono quattro parametri sconosciuti nella diagonale della matrice di covarianza degli shock strutturali. Dato che vi sono dieci elementi distinti nella matrice di covarianza dei residui in forma ridotta, il modello può dirsi identificato. Questo set di assunzioni ai fini dell'identificazione del modello, è un esempio di applicazione dell'approccio ricorsivo (cfr. recursive approach). Il primo a proporlo è stato Sims (1980), ma successivamente tale modalità di procedere ha trovato ampia diffusione nella letteratura di riferimento.

Naturalmente l'ordinamento delle variabili considerate, potrebbe influenzare i risultati ottenuti, di conseguenza si renderebbe necessaria l'analisi di ordinamenti alternativi delle stesse ai fini di una verifica circa la robustezza dei risultati ottenuti²³.

L'ordinamento delle variabili prese in considerazione e risultante dallo schema di identificazione evidenziato all'interno del (2.24), comporta le seguenti implicazioni da un punto di vista economico. Innanzitutto, lo stock di capitale pubblico non reagisce contemporaneamente agli shock delle altre variabili presenti nel sistema. Inoltre gli shock sull'occupazione e sull'output produttivo non comportano una reazione contemporanea da parte del capitale privato. Per di più l'occupazione non reagisce istantaneamente a shock della dotazione di capitale pubblico e del capitale privato. Infine shock dell'output produttivo non comportano reazioni istantanee da parte delle altre variabili presenti nel sistema preso in considerazione.

²³In questo elaborato non sono presenti ordinamenti alternativi delle variabili. Ciò potrebbe ad ogni modo rappresentare un eventuale sviluppo di questo progetto di ricerca.

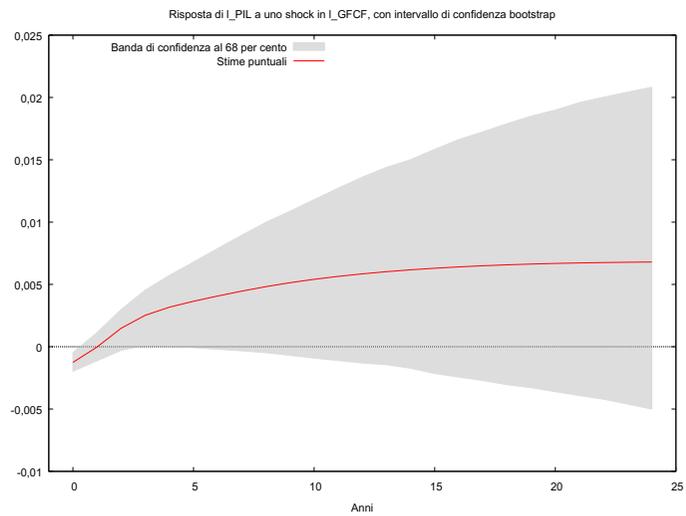
È tuttavia importante evidenziare che, successivamente al periodo iniziale, tutte le variabili possono interagire fra loro liberamente, ad esempio, gli shock sull'output produttivo, possono avere un effetto sulla dotazione di capitale pubblico in qualsiasi periodo preso in considerazione, ad eccezione di quello nel quale avviene lo shock.

Le assunzioni fatte sulle relazioni che intercorrono tra le variabili possono trovare una giustificazione economica nelle parole che seguono: variazioni nella dotazione di capitale pubblico (dovute a movimentazioni nel livello di spesa pubblica), a differenza di variazioni operate dal lato della politica fiscale e di conseguenza sul livello di tassazione, non hanno una correlazione diretta con il ciclo economico. In particolare, le decisioni concernenti gli investimenti, coinvolgono diversi livelli di governo (data la loro ricaduta "economica" su ambiti territoriali che possono rivelarsi anche particolarmente vasti) e sono spesso oggetto di ritardi nell'attuazione. Di conseguenza, non è del tutto illogico assumere che la dotazione di capitale pubblico non ha una reazione contemporanea rispetto agli shock che si verificano nel settore privato.

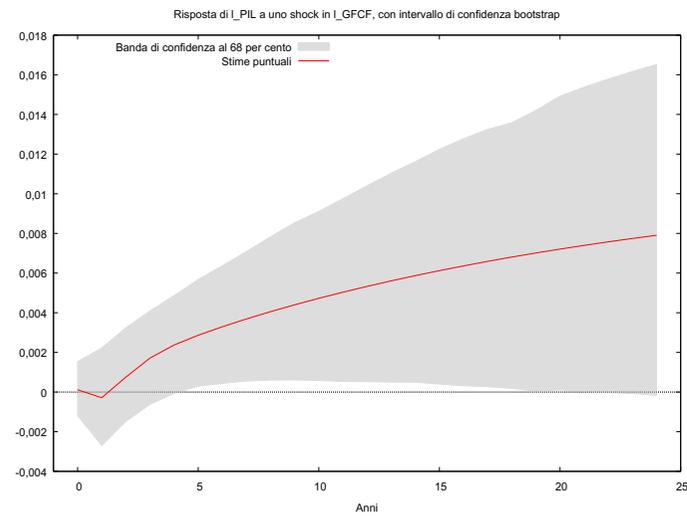
In via del tutto speculare, anche il capitale privato non ha un grado di correlazione particolarmente elevato con il ciclo economico. Infatti, l'occupazione, pur essendo fortemente pro-ciclica, si muove con un certo ritardo rispetto alle fluttuazioni del ciclo economico. Per questa ragione, sembra opportuna l'assunzione tale per cui l'occupazione non reagisce contemporaneamente agli shock riguardanti l'output produttivo.

In conclusione l'ordinamento più plausibile e che trova più ampia giustificazione sembra essere quello in cui le tre variabili considerate (dotazione di capitale pubblico, occupazione e capitale privato) rappresentano gli input della funzione di produzione (variabili indipendenti) le quali hanno un'influenza sull'output produttivo (variabile dipendente).

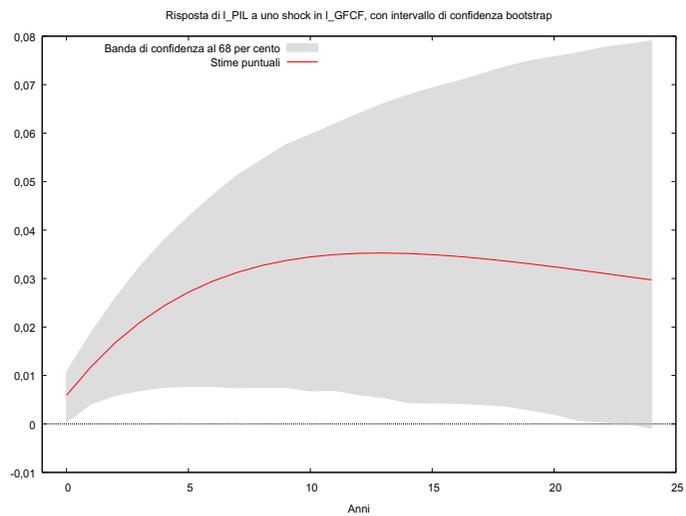
Di seguito vengono visualizzate le risposte alle funzioni di impulso dell'output produttivo ad uno shock nella dotazione di capitale pubblico



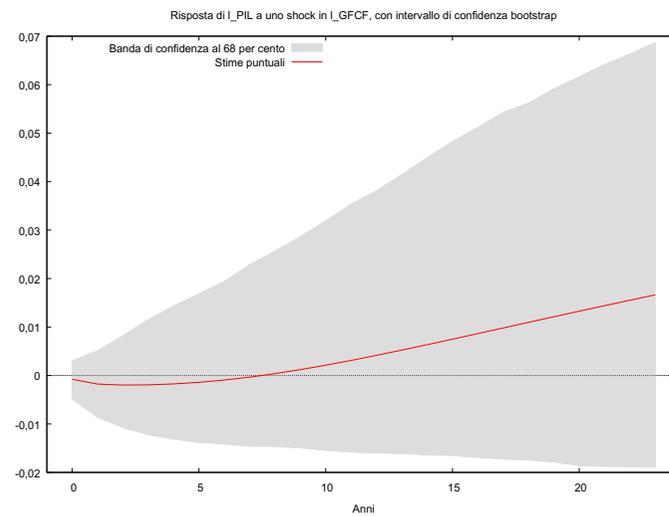
FRANCIA



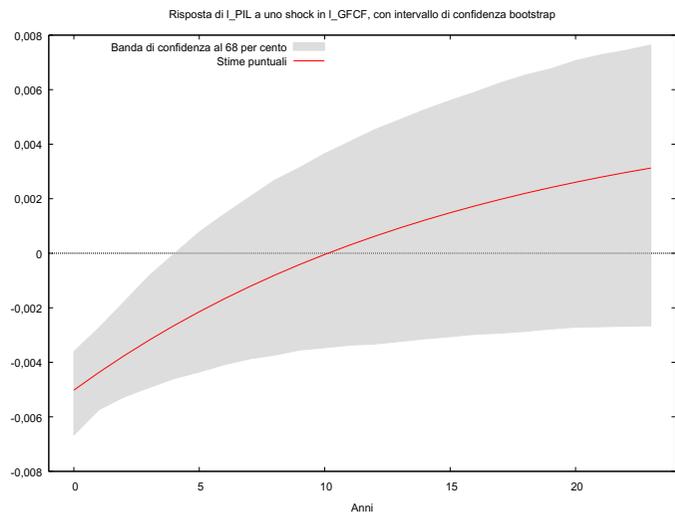
GERMANIA



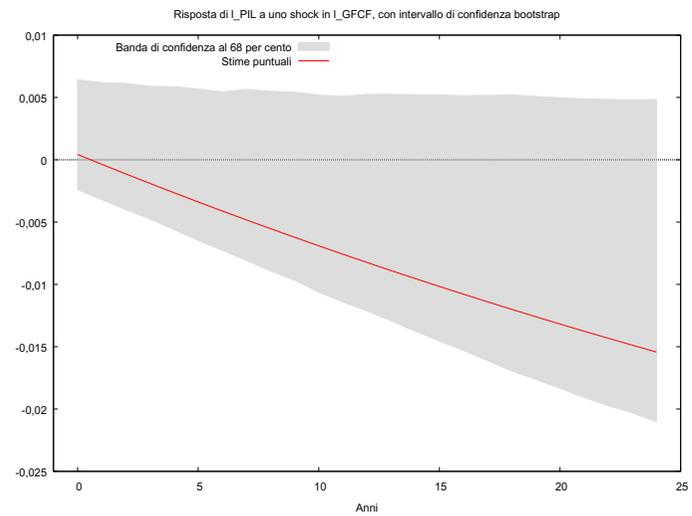
GRECIA



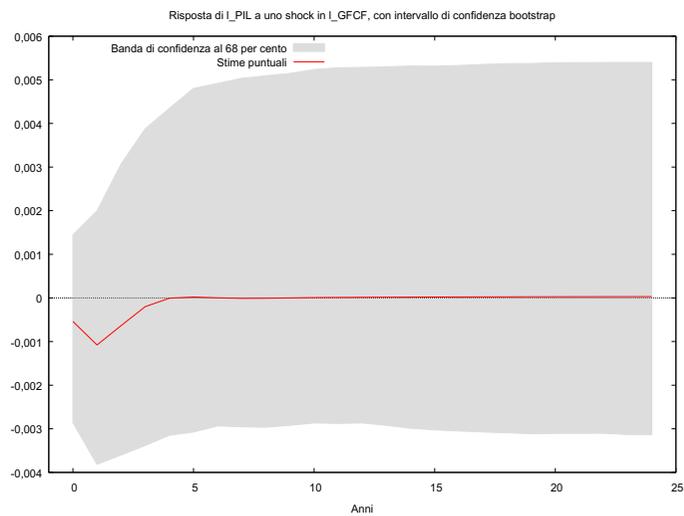
IRLANDA



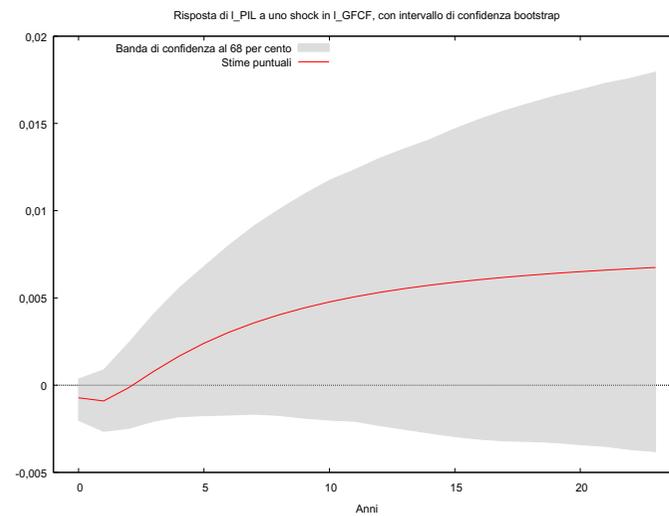
ITALIA



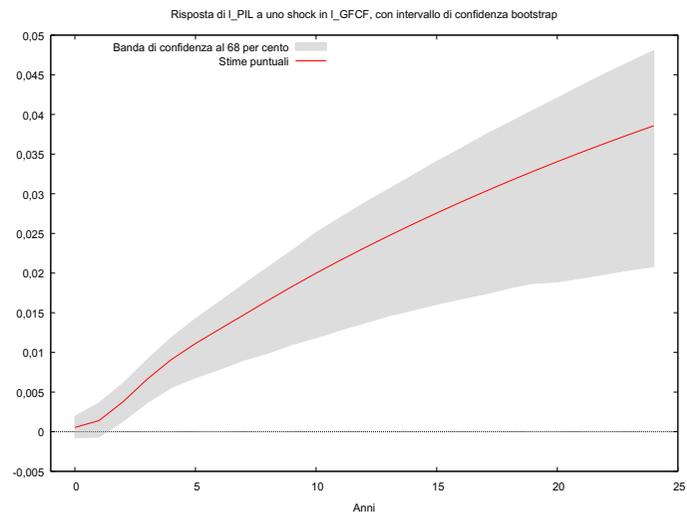
PORTOGALLO



REGNO UNITO



SPAGNA



STATI UNITI

I risultati riportati nelle figure precedenti mettono in evidenza che gli shock nella dotazione di capitale pubblico hanno un effetto positivo per la maggior parte dei paesi presi in considerazione. Inoltre per molti di essi tale effetto positivo si verifica per quasi tutto l'arco temporale (venticinque anni) preso in considerazione.

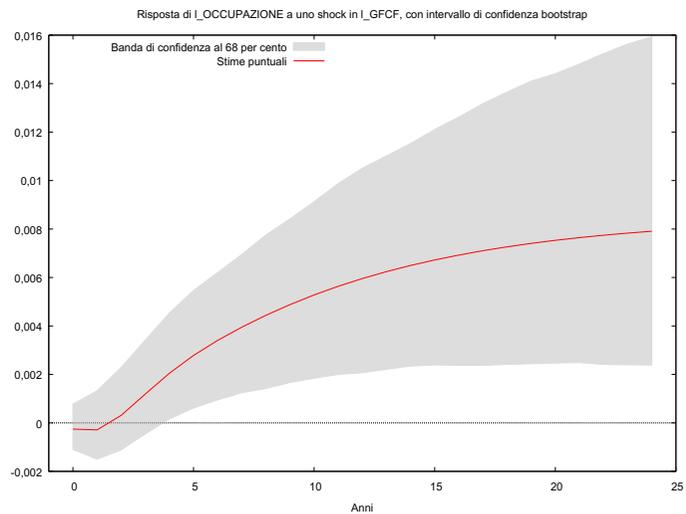
Un ulteriore aspetto da mettere in evidenza è rappresentato dal fatto che le risposte alle funzioni di impulso sono state stimate in maniera abbastanza imprecisa, come testimoniato dalla presenza degli intervalli di confidenza che come indicato nei paragrafi precedenti sono stati calcolati al 68% e non al 95%). Ad ogni modo, come già affermato nei paragrafi circa gli output di stima del modello, i risultati sembrano essere significativi, per la maggior parte dei paesi oggetto di analisi, a conferma del quadro teorico di riferimento.

Al di là dello schema generale appena descritto, vale la pena soffermarsi su due aspetti che meritano uno specifico approfondimento. Il primo è che solamente per due paesi, Portogallo e Spagna, i risultati delle risposte alle funzioni di impulso sono negative per tutto l'orizzonte temporale considerato. In realtà per quest'ultimo, non si può parlare di un vero e proprio risultato negativo, ma più che altro nullo o perlomeno non significativo.

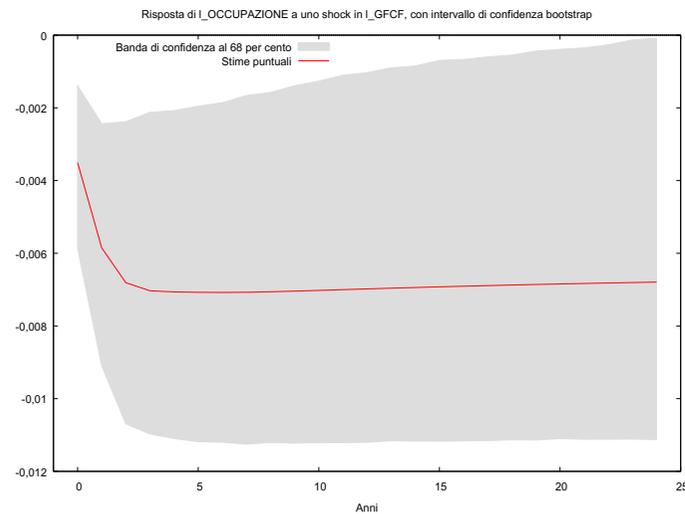
Il secondo aspetto degno di nota, riguarda il fatto che per alcuni paesi la risposta dell'output produttivo ad uno shock nella dotazione di capitale pubblico è negativa nel breve periodo, ma positiva nel medio-lungo (Germania e Irlanda).

Ad ogni modo vale la pena sottolineare, una volta di più, l'effetto positivo che il capitale pubblico ha sulla crescita economica, misurata come incremento dell'output produttivo (PIL).

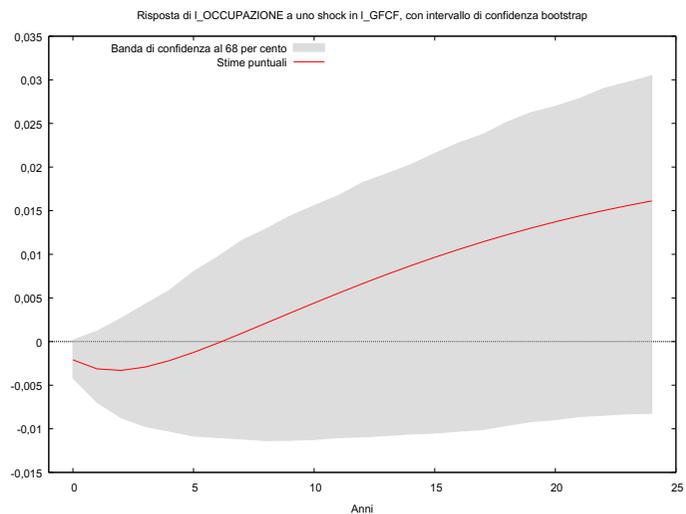
Di seguito invece vengono visualizzate le risposte alle funzioni di impulso dell'occupazione ad uno shock nella dotazione di capitale pubblico.



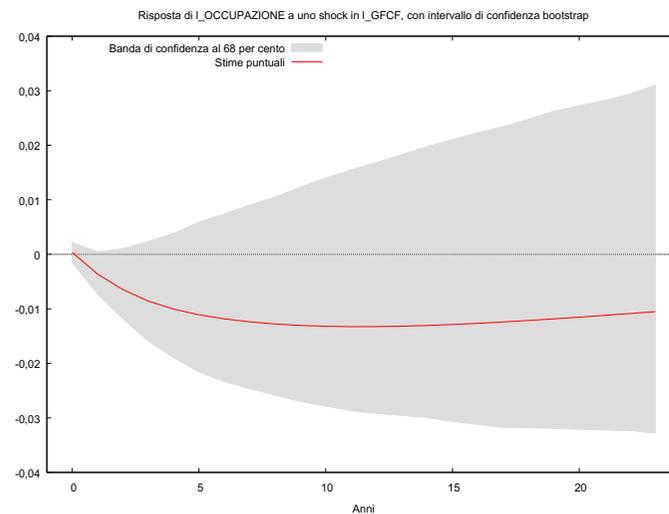
FRANCIA



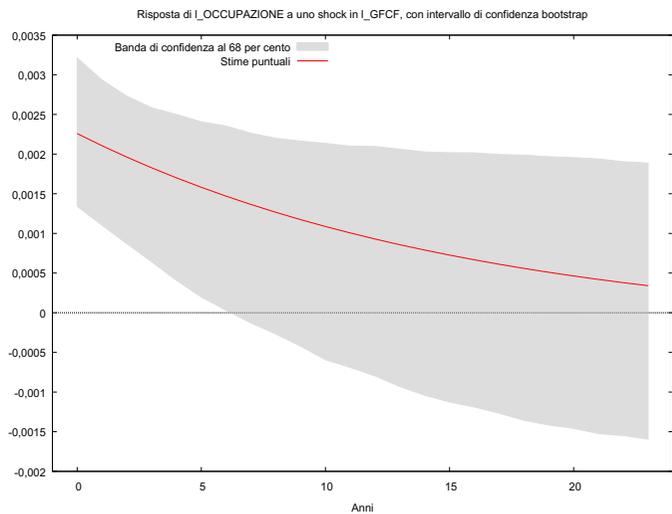
GERMANIA



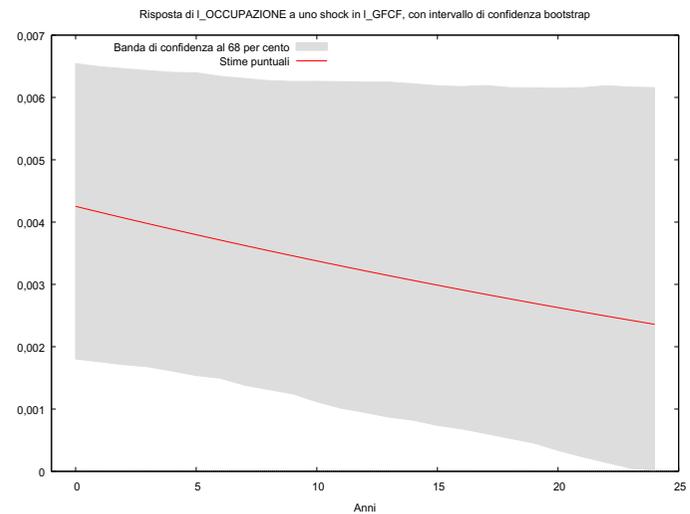
GRECIA



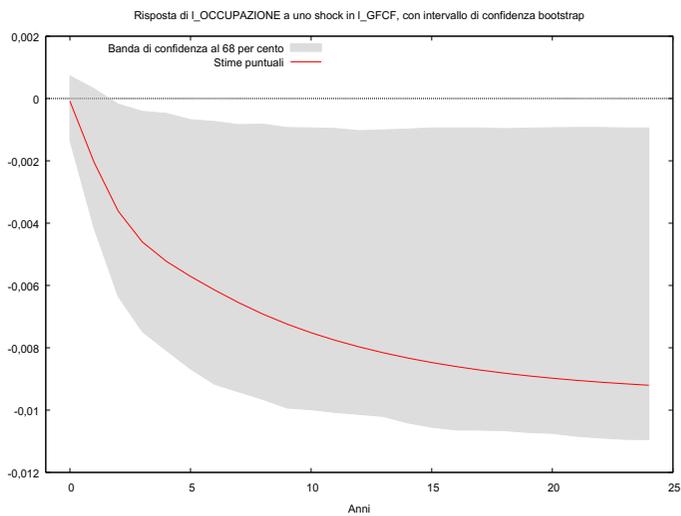
IRLANDA



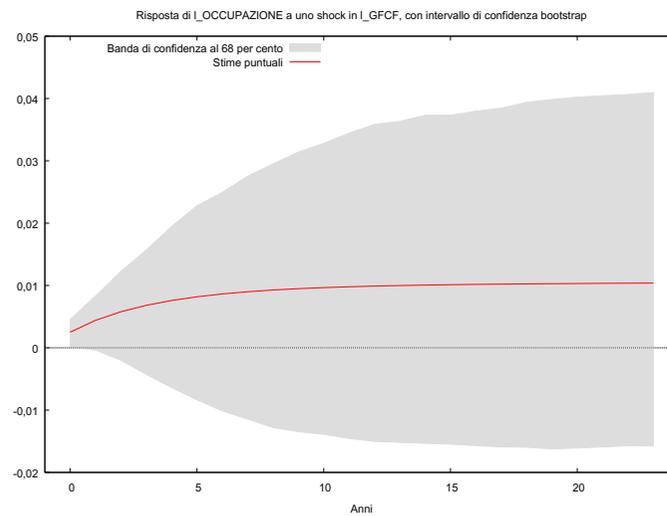
ITALIA



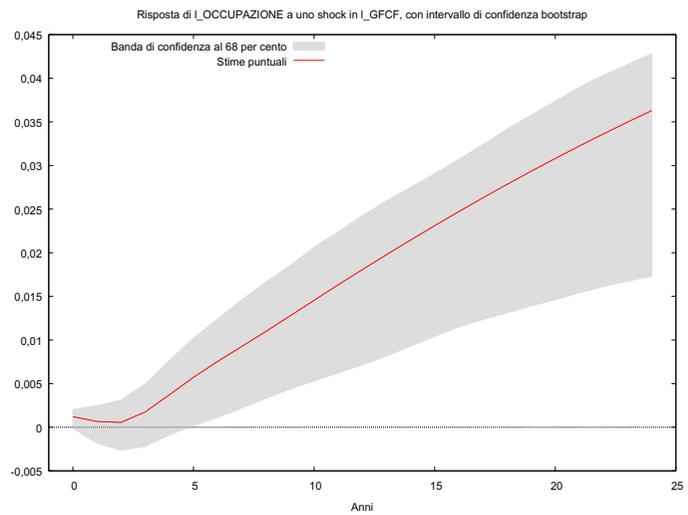
PORTOGALLO



REGNO UNITO



SPAGNA



STATI UNITI

Con riferimento ai risultati delle IRFs dell'occupazione a uno shock nella dotazione di capitale pubblico, esse non mostrano una tendenza generale valida per tutti i paesi presi in considerazione in questa indagine. Infatti vi è una quasi perfetta distinzione tra paesi in cui l'occupazione risponde negativamente ad una variazione del capitale pubblico e paesi in cui quest'ultima risponde negativamente. Nel primo gruppo sono ascrivibili Germania, Irlanda, Italia, Portogallo e Regno Unito, mentre al secondo appartengono i rimanenti ovvero Francia, Grecia, Spagna e Stati Uniti.

L'assenza di risultati chiari con riferimento agli effetti dello stock di capitale pubblico sull'occupazione, rappresenta un problema anche dal punto di vista della teoria economica, in quanto avrebbe permesso una migliore comparazione tra i diversi approcci presentati in precedenza. Ad esempio, i tradizionali modelli Keynesiani indicano che in risposta ad un incremento della spesa pubblica, l'occupazione dovrebbe a sua volta aumentare. I problemi si fanno più complessi se si prendono in considerazione i modelli neoclassici, come ad esempio quello dell'equilibrio generale proposto da Baxter e King (cfr. 1993). Le policy sperimentate attraverso questo modello, potrebbero essere in grado di fornire una spiegazione economica rispetto agli inconcludenti risultati ottenuti con le IRFs. Secondo tale modello infatti un incremento nella dotazione di capitale pubblico produce due effetti opposti, in base alle modalità di finanziamento di tale incremento. Infatti se quest'ultimo è finanziato attraverso l'utilizzo di un sistema di imposte e tasse non distorsivo²⁴, allora l'occupazione aumenterà in risposta all'incremento nello stock di capitale pubblico. Al contrario, se la modalità di finanziamento consiste in un sistema di imposte e tasse distorsivo²⁵, l'occupazione risponderà negativamente all'incremento del capitale pubblico.

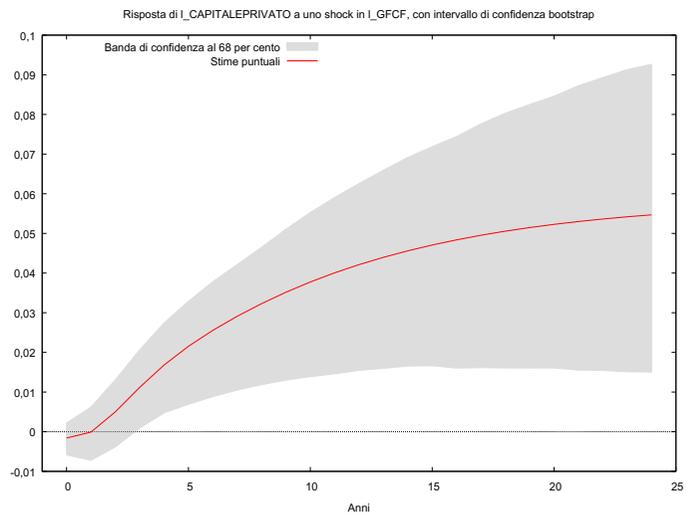
Ad ogni modo il modello utilizzato in questa indagine, non prende in considerazione e non include al suo interno qualsiasi tipo di entrata pubblica, quindi nemmeno il sistema di tassazione utilizzato. La ragione alla base di questa scelta risiede nel fatto che l'introduzione di un'ulteriore variabile all'interno del modello,

²⁴ Le imposte distorsive sono imposte indirette, cioè gravano non sul reddito percepito ma sul valore delle transazioni relative all'acquisto o alla vendita di beni e servizi. Si dice che esse abbiano un effetto distorsivo in quanto colpiscono indiscriminatamente chiunque abbia certe preferenze nell'acquisto di beni e servizi a prescindere dal suo reddito. L'esempio più classico di un'imposta di questo tipo è rappresentato dall'IVA.

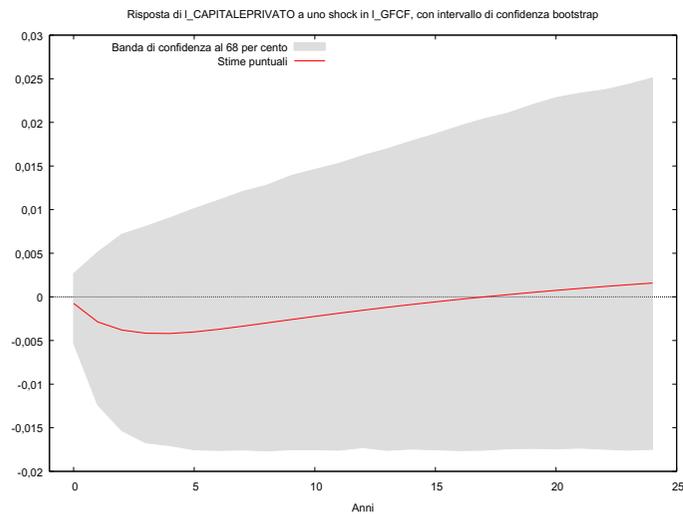
²⁵ Liberati, P. (2007), "Trade openness, capital openness and government size", *Journal of public policy*.

come ad esempio il sistema tributario utilizzato, il consumo del settore pubblico, il debito pubblico ecc., avrebbe comportato una rapida perdita dei gradi di libertà disponibili e con essa una contestuale perdita di significatività dei risultati ottenuti.

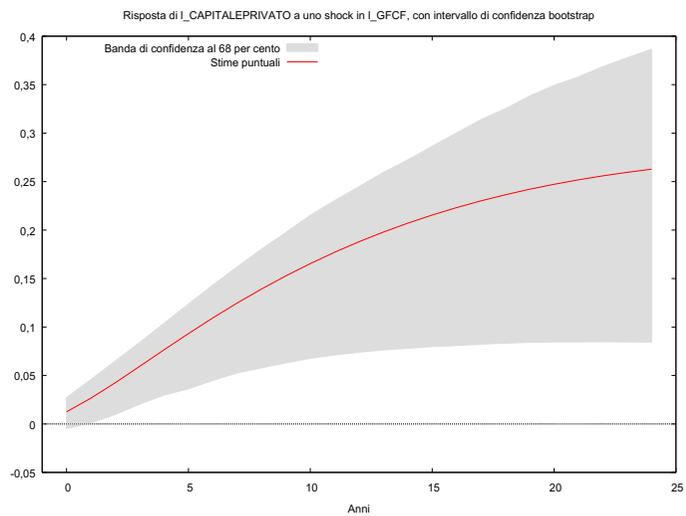
A questo punto, si prosegue con la presentazione delle risposte alle funzioni di impulso del capitale privato ad uno shock nella dotazione di capitale pubblico.



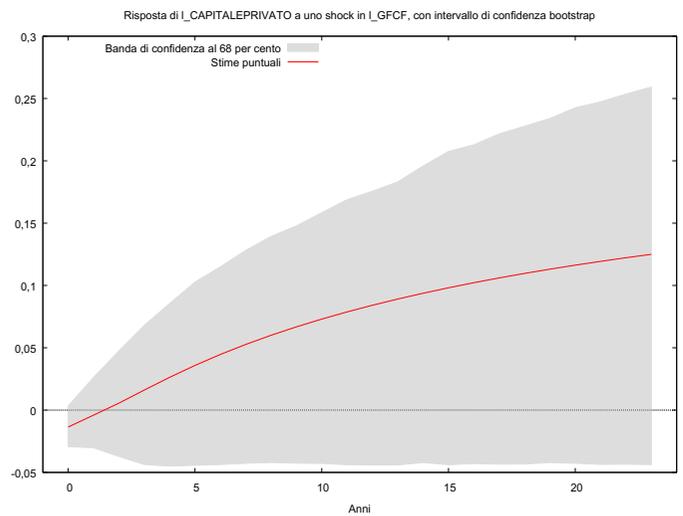
FRANCIA



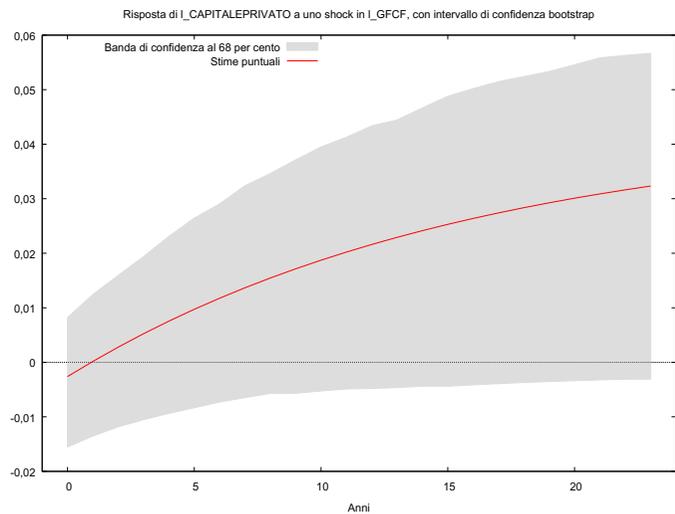
GERMANIA



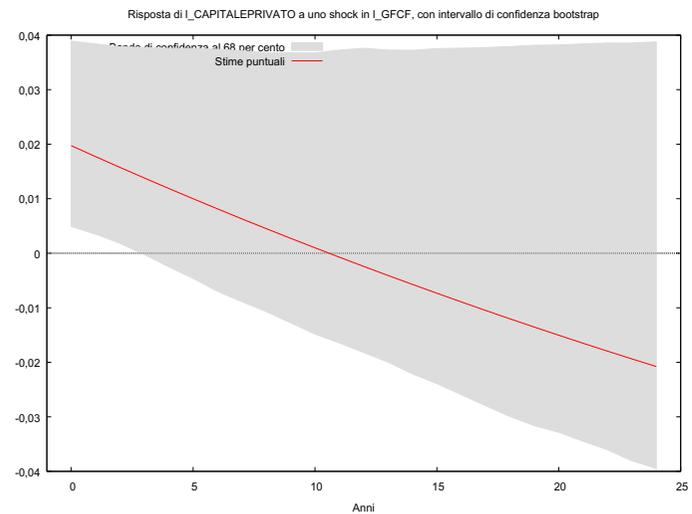
GRECIA



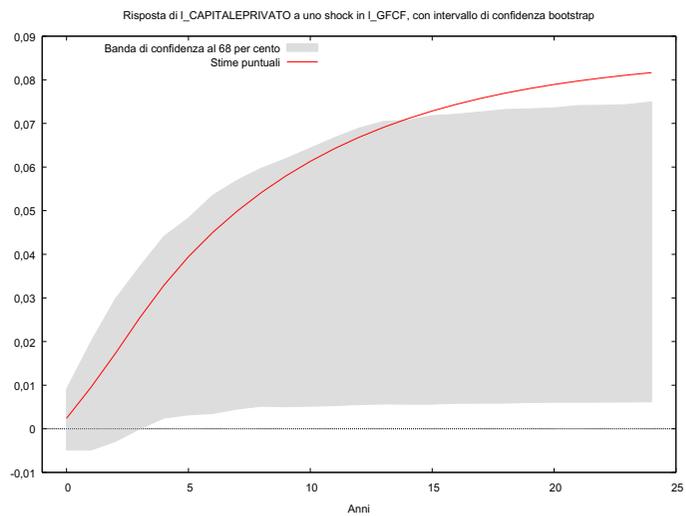
IRLANDA



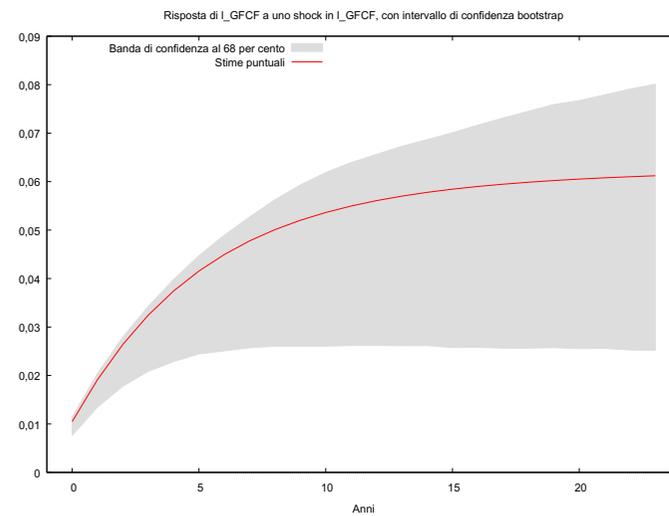
ITALIA



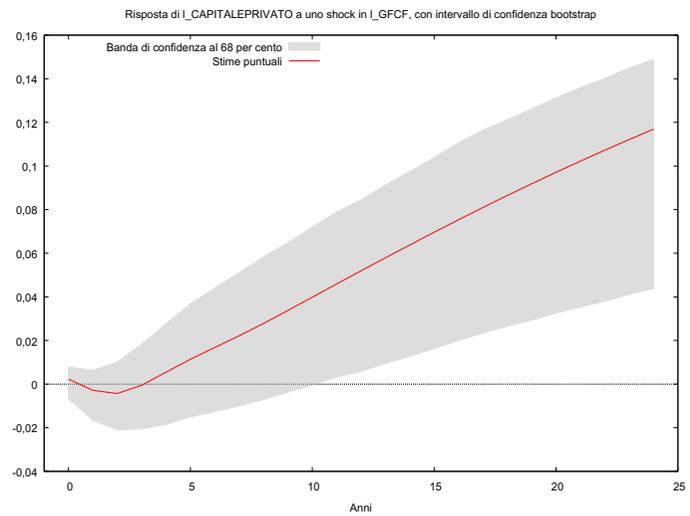
PORTOGALLO



REGNO UNITO



SPAGNA



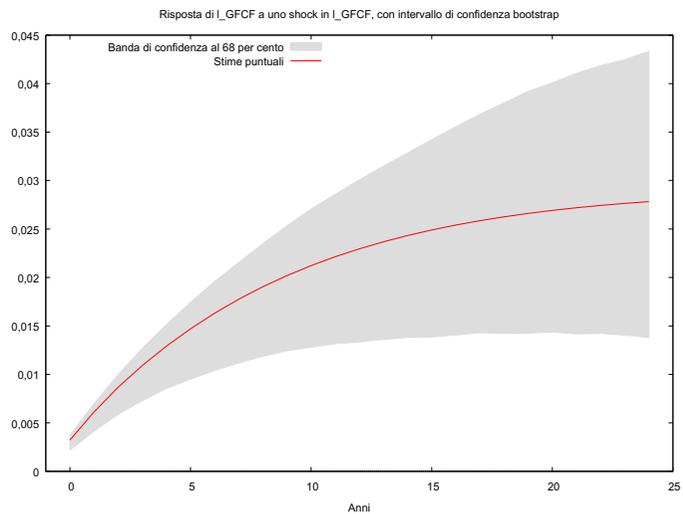
STATI UNITI

I risultati mostrano una risposta positiva del capitale privato ad uno shock nella dotazione di capitale pubblico per la maggior parte dei paesi presi in considerazione. Di conseguenza si può parlare di un effetto di complementarità (crowding in effect) nel medio-lungo periodo tra le due variabili considerate. Ciò che ad ogni modo va evidenziato riguarda anche la dinamica di breve periodo, in cui invece per la maggior parte dei paesi l'effetto è di spiazzamento (crowding out effect). Questo risultato potrebbe essere ascrivibile alla natura stessa della definizione di investimento pubblico. Quest'ultimo infatti potrebbe impiegare un certo periodo di tempo dalla sua ultimazione prima di riversare la sua utilità economica sul sistema produttivo. Di conseguenza, inizialmente il settore privato sembra "spiazzato" dalle decisioni di investimento operate dal settore pubblico, salvo poi coglierne i vantaggi nel medio-lungo periodo, ovvero una volta che l'investimento pubblico inizia ad essere "utile".

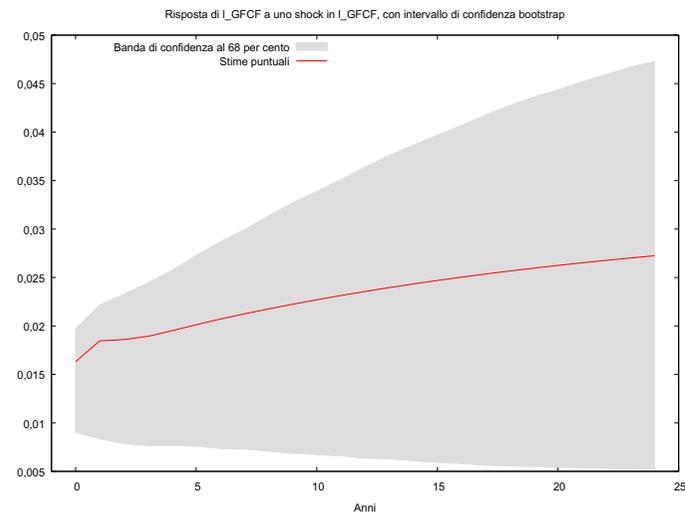
Il modello dell'equilibrio generale messo a punto da Baxter e King (cfr. 1993), già visto per quanto riguarda l'analisi dei risultati ottenuti sull'occupazione, sembra fornire una spiegazione dal punto di vista della teoria economica con riferimento al comportamento appena descritto. Infatti vi sarebbe l'effetto contemporaneo di due forze opposte. La prima di queste forze è ascrivibile al costo necessario per ottenere un'unità aggiuntiva di capitale pubblico. Questo costo riduce le risorse disponibili all'interno dell'intero sistema economico e di conseguenza anche quelle a disposizione del settore privato e, a parità di tutti gli altri fattori, porta ad una caduta del capitale privato nel breve periodo. La seconda forza fa riferimento all'effetto positivo che un incremento dello stock di capitale pubblico ha sulla produttività marginale del capitale privato, provocando, sempre tenendo costanti gli altri fattori, un aumento del capitale privato, nel lungo periodo.

In conclusione, se il capitale pubblico come tutte le altre forme di capitale si accumula in maniera graduale, allora la prima delle forze appena descritte avrà la meglio sulla seconda nel breve periodo, mentre nel lungo periodo accade esattamente il contrario.

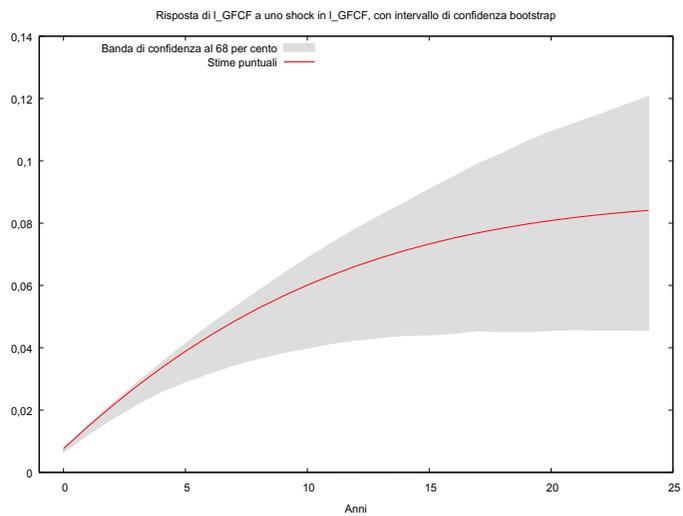
L'ultimo caso che resta da analizzare è la risposta della dotazione di capitale pubblico ad uno shock della stessa dotazione di capitale pubblico (che potrebbe essere intesa, ad esempio, come una politica di rilancio degli investimenti). I risultati sono proposti di seguito.



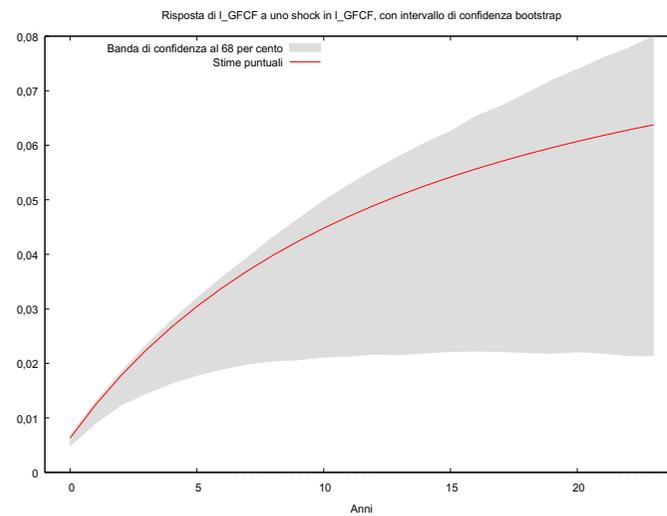
FRANCIA



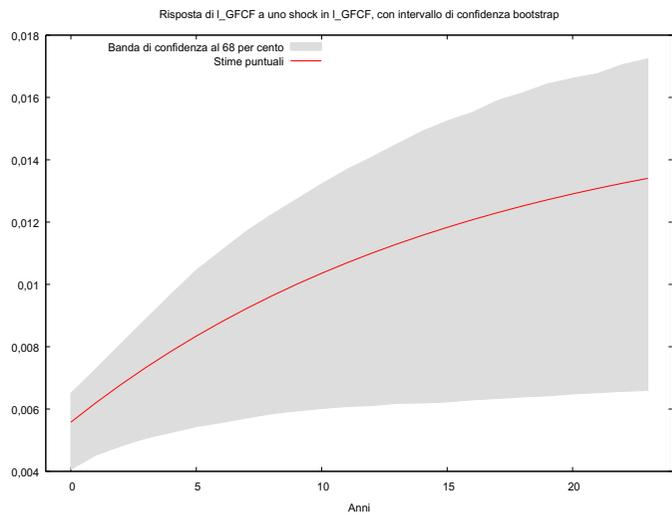
GERMANIA



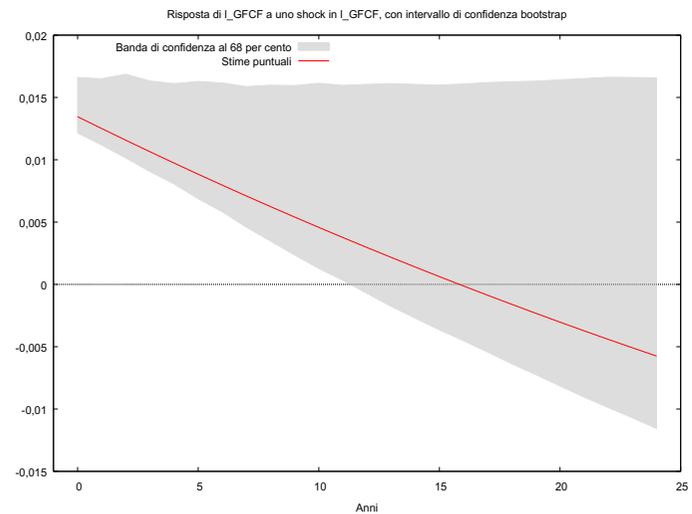
GRECIA



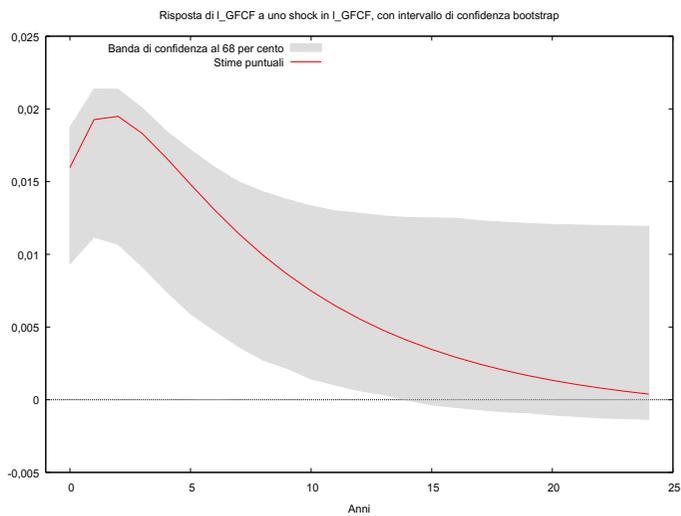
IRLANDA



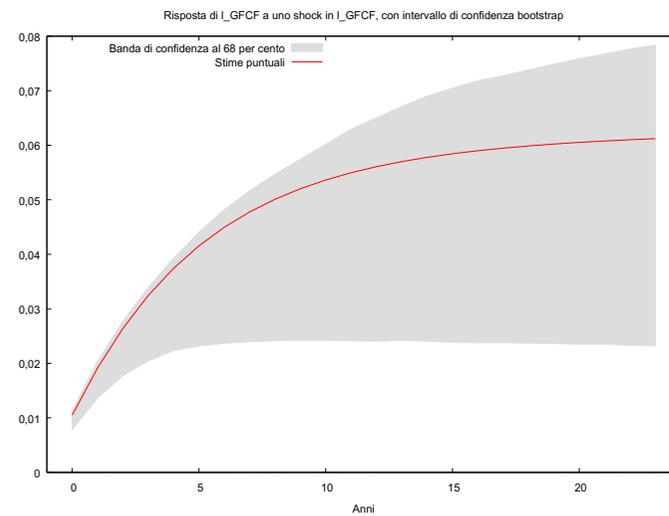
ITALIA



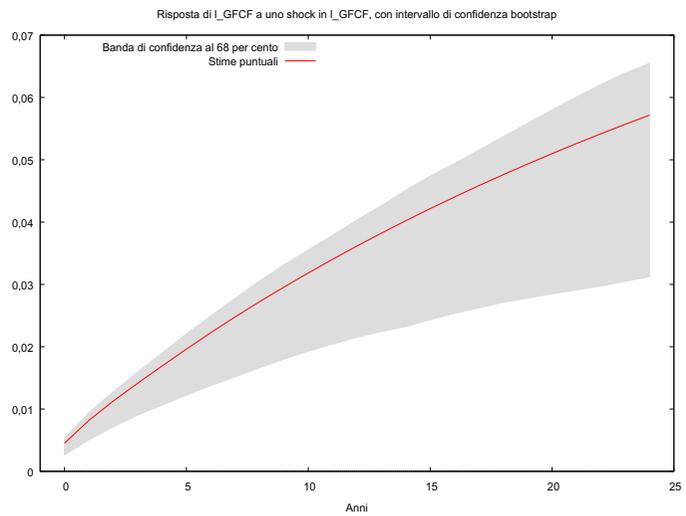
PORTOGALLO



REGNO UNITO



SPAGNA



STATI UNITI

Come è possibile notare, le risposte della dotazione di capitale pubblico a uno shock dello stesso capitale pubblico, sono sostanzialmente positive per tutti i paesi oggetto di indagine e lo sono per tutto l'orizzonte temporale di riferimento, con due sole eccezioni Portogallo e Spagna.

Una delle possibili spiegazioni ai risultati ottenuti potrebbe risiedere nello stock di capitale pubblico esistente al momento dello shock. Quanto detto è stato già anticipato nel quadro teorico di riferimento, ovvero in paesi che hanno una dotazione iniziale di capitale già elevata, ulteriori shock del capitale pubblico possono rivelarsi controproducenti; al contrario in paesi che partono con uno stock di capitale pubblico bassa, degli shock di quest'ultimo, hanno elevata probabilità di ottenere risultati particolarmente positivi. Di conseguenza è possibile ipotizzare che nei paesi (Portogallo e Spagna) in cui gli shock offrono risultati, la dotazione iniziale di capitale pubblico fosse già vicina al suo livello ottimale.

A questo punto è possibile passare alle principali conclusioni derivanti dal presente elaborato e alla strutturazione di possibili politiche volte alla massimizzazione dei risultati finora mostrati.

3 – CONCLUSIONI E POLICY IMPLICATIONS

Il presente lavoro ha cercato di portare alla luce il ruolo che la dotazione di capitale pubblico svolge all'interno di un sistema economico e nello specifico con riferimento alla crescita di quest'ultimo, misurata come incremento dell'output produttivo (ossia l'aumento del PIL). Allo stesso tempo si è posta l'attenzione del rapporto che intercorre tra lo stock di capitale pubblico ed altre variabili macroeconomiche di sicura rilevanza come l'occupazione e il capitale privato.

Quanto detto è stato fatto attraverso l'utilizzo della metodologia dei vettori autoregressivi (nello specifico i vettori a correzione d'errore, che rappresentano un'evoluzione del più classico VAR). Questi ultimi, a differenza dell'approccio originario della funzione di produzione, con cui si è inizialmente indagata questa problematica, tratta tutte le variabili inserite nel modello come endogene, evitando quindi l'imposizione di qualsiasi tipo di restrizione a priori. Ciò consente di valutare con maggiore precisione le relazioni che intercorrono tra le singole variabili.

A quanto finora detto va aggiunto che l'utilizzo della metodologia proposta da Johansen (cfr. 1988, 1991), ha dimostrato che è importante tenere in debita considerazione la presenza di numerose relazioni di cointegrazione tra le variabili inserite nel modello. Questa è la motivazione per cui si è potuto procedere con l'utilizzo del vettore a correzione d'errore piuttosto che del classico vettore autoregressivo. Quest'ultimo presenta l'indubbio vantaggio di poter analizzare le relazioni tra le variabili non solo nel lungo periodo, che con riferimento alla problematica indagata rappresenta l'aspetto senza ombra di dubbio più significativo, ma anche nel breve periodo, offrendo in questo modo una prospettiva completa circa il comportamento delle variabili indagate.

I principali risultati ottenuti possono essere sintetizzati come segue:

- 1) Per la maggior parte dei paesi oggetto di indagine, shock nella dotazione di capitale pubblico tendono ad avere un effetto positivo e statisticamente significativo sull'output produttivo;
- 2) Per quanto riguarda il rapporto con il capitale privato, vi è evidenza circa una relazione di complementarità tra quest'ultimo e il capitale pubblico nel lungo periodo per la maggior parte dei paesi. È tuttavia importante richiamare in questa sede che con riferimento a questa stessa relazione, ma

con un orizzonte temporale di breve periodo, si possono distinguere due gruppi di paesi. Nel primo il rapporto tra capitale pubblico e capitale privato è di complementarità, esattamente come nel lungo periodo. Al contrario, nel secondo gruppo di paesi, si verifica che nel breve periodo vi è un effetto di spiazzamento del capitale privato in risposta ad uno shock nella dotazione del capitale pubblico.

- 3) Infine con riferimento all'occupazione, non si è arrivati a risultati con un livello di significatività tale da poter affermare che un incremento nella dotazione di capitale pubblico sia un buon viatico per ottenere un aumento dell'occupazione. In buona sostanza, riguardo all'occupazione il quadro delineato non è propriamente chiaro.

Rispetto a questo quadro generale e di sicura rilevanza, è però opportuno operare alcune precisazioni che aiutano a rendere l'analisi più completa. All'interno dei paesi indagati infatti i risultati presentano un'eterogeneità che si potrebbe quasi definire logica. In effetti si viene a creare una contrapposizione tra paesi "grandi" e paesi "piccoli".

Da un lato infatti vi sono paesi come Francia, Germania, Italia, Portogallo Spagna, Regno Unito e Stati Uniti, in cui la teoria secondo la quale il capitale pubblico ha un ruolo significativo con riferimento al modello adottato, trova ampia conferma (basti guardare alla sua significatività statistica). Quanto detto è rinvenibile anche dalle risposte alle funzioni di impulso, rispetto alla quale, con riferimento allo stesso gruppo di paesi, si nota una generale influenza positiva dell'output produttivo, dell'occupazione e del capitale privato agli shock nella dotazione di capitale pubblico.

Con riferimento al rapporto tra capitale pubblico e capitale privato è opportuno operare un'ulteriore precisazione: in generale, nel breve periodo, la risposta del capitale privato rispetto a variazioni nella dotazione di capitale pubblico, è di spiazzamento (crowding out), mentre nel lungo periodo è di complementarità (crowding in). Sembrerebbe quindi che nel breve periodo il capitale privato resti "sorpreso" e di conseguenza inattivo rispetto alle decisioni di investimento del settore pubblico. Quando tuttavia queste decisioni, producono le loro utilità economiche (e ciò avviene, come naturale per gli investimenti, nel lungo periodo), il settore privato, sembra pronto a raccogliergli gli effetti positivi, attraverso l'adozione di politiche di investimento.

Dall'altro lato è possibile notare i paesi più piccoli, come Grecia e Irlanda, per i quali invece la dotazione di capitale sembra avere un effetto molto meno rilevante ai fini del modello applicato e quindi con riferimento agli effetti sul PIL.

In buona sostanza gli effetti del capitale pubblico sulla crescita economica, sull'occupazione e sul capitale privato sono molto meno rilevanti e quanto detto trova conferma anche dall'analisi della risposta alle funzioni di impulso.

È opportuno anche evidenziare che i risultati ottenuti sono in linea con la maggior parte dei lavori sviluppatasi attorno a questa tematica, i quali sono ben lontani dalle conclusioni a cui era giunto Aschauer. Quest'ultimo trovò che un incremento dell'1% della dotazione di capitale pubblico, comportava un contestuale aumento dello 0.40% dell'output produttivo. Inoltre ciò implicava (ma questo aspetto non è stato trattato nel presente progetto di ricerca), che la produttività marginale del capitale pubblico fosse all'incirca pari al 60%, il che significava che ogni dollaro aggiuntivo speso per la realizzazione di investimenti, avrebbe provocato un incremento di 60 dollari con riferimento all'output produttivo. La parte empirica del presente elaborato, invece è in linea con i risultati mostrati dalla più recente letteratura sviluppatasi su questo argomento, la quale testimonia un impatto dello stock di capitale pubblico sulla crescita economica, misurata come aumento del PIL, molto più contenuto e nell'ordine dello 0.15.

Un ulteriore spunto di riflessione che merita un'analisi più approfondita, riguarda che cosa si intende al giorno d'oggi con una politica di rilancio degli investimenti pubblici. Per quanto espresso nel seguente elaborato è evidente che vi rientra senza ombra di dubbio la realizzazione di quelle che vanno sotto il nome di "grandi opere", ovvero prettamente infrastrutture stradali (ponti, autostrade, reti stradali, reti fognarie, reti elettriche, reti ferroviarie, ecc.), beni mobili ed immobili (ospedali, uffici, scuole, beni culturali, ecc.). Naturalmente con riferimento a queste specifiche categorie, con la nozione di investimento pubblico si intende non solo la loro realizzazione ex-novo, ma anche la manutenzione di quelli esistenti²⁶.

²⁶ A tal proposito è utile fare un breve accenno ad una problematica strettamente contabili. Ai fini delle registrazioni nei sistemi di contabilità pubblica, la manutenzione ordinaria del patrimonio pubblico trova posto all'interno della spesa corrente, mentre la manutenzione straordinaria viene contabilizzata nella spesa in conto capitale (ovvero investimenti). Di conseguenza potrebbe essere che la spesa per investimento sia sottostimata in virtù del fatto che per le regole contabili, la manutenzione ordinaria non viene conteggiata.

Tuttavia nel contesto attuale la nozione di investimento (non necessariamente pubblico), sta assumendo anche connotati leggermente diversi e che sono ricompresi all'interno del concetto di "era della digitalizzazione e delle telecomunicazioni". In effetti, specialmente in alcuni paesi dell'Europa questa specifica tipologia di investimento, la quale attiene prettamente alla realizzazione di una infrastruttura di tipo informatico (banda larga, industria 4.0, ecc.), non è stata ancora completamente esplorata.

In un mondo in cui, rimanere costantemente in contatto, avere risposte in tempi contingentati, l'essere sempre reperibili, sono diventati fattore chiave per il successo non solo di un'industria, ma anche del sistema economico di un intero paese, è chiaro che la realizzazione di una adeguata rete infrastrutturale informatica risulta essere una condizione necessaria e sufficiente.

Naturalmente, nella visione del presente elaborato, alla luce dei risultati ottenuti, dovrebbe essere il settore pubblico a fare da apripista per una politica di rilancio degli investimenti in questo settore. Quest'ultima dovrebbe essere duplice: da un lato con riferimento alla realizzazione (o potenziamento) della rete infrastrutturale vera e propria; dall'altro attraverso la formazione di professionisti specifici del settore allo scopo di creare le migliori competenze possibili (i famosi investimenti in capitale umano). Con ogni probabilità (ma resta un'ipotesi che necessita di una verifica empirica approfondita), i risultati di una politica di rilancio degli investimenti del tipo appena descritto, otterrebbe anche risultati meno ondivaghi con riferimento agli effetti di quest'ultimo sul capitale privato, il dovrebbe reagire solo che positivamente, data l'importanza che il mondo digitale riveste per il tessuto industriale di un paese.

Dall'analisi svolta finora si può evincere che una politica di rilancio degli investimenti pubblici, volta ad ottenere un incremento dello stock di capitale pubblico, potrebbe influenzare la crescita economica attraverso: A) migliorando indirettamente la produttività del lavoratori, oltre all'effetto diretto sulla produttività del lavoro (se inserito all'interno della funzione di produzione); B) facilitare i costi di adeguamento associati alla formazione di capitale privato e la sua mobilità verso attività relativamente più redditizie; C) migliorare la durabilità sia del capitale pubblico che di quello privato; D) ottenere risultati migliori per quanto riguarda l'istruzione e la salute, ai fini di una crescita economica non solo quantitativa, ma anche qualitativa.

Questi “canali” operano in parallelo con i più tradizionali effetti di produttività e complementarità associati alla classica nozione di capitale pubblico.

Da un punto di vista delle politiche da adottare, quanto detto permette di fornire alcune importanti lezioni. Ad esempio, rendere più agevole il trasporto su strada e le comunicazioni può tradursi in una maggiore produttività dei lavoratori, anche se si dovesse mantenere lo stesso rapporto tra capitale e lavoro. In effetti alcuni paesi, come Francia e Germania, migliorando sensibilmente l’accesso alle telecomunicazioni nel settore agricolo, hanno permesso ai lavoratori di essere meglio informati sui costi delle materie prime, favorendo una più elevata produttività dell’intero settore. Eliminando i vincoli infrastrutturali, come ad esempio la difficoltà di accesso all’elettricità, alle connessioni internet ultraveloci, o anche la stessa scarsità d’acqua o la difficoltà di accesso alla rete stradale, può facilitare il processo di spostamento delle risorse verso settore con un più elevato livello di produttività, come ad esempio dal settore agricolo a quello dei servizi o della manifattura. I costi di trasporto rappresentano infatti una variabile cruciale nella decisione sull’intraprendere o meno una determinata attività. Ad esempio, la Cina ha aumentato la produttività agricola nelle zone rurali, ha altresì aumentato gli investimenti in infrastrutture, i quali assieme ad una maggiore mobilità dei lavoratori, ha permesso lo spostamento di capitale e lavoro verso i centri urbani e nello specifico verso i settori dei servizi e manifatturieri, i quali sono cresciuti esponenzialmente.

Un altro aspetto molto rilevante di cui deve tenere conto una politica di rilancio degli investimenti, ha a che fare con adeguato bilanciamento tra la realizzazione di nuove infrastrutture e il mantenimento (o ammodernamento) di quelle esistenti. Di conseguenza questo corretto bilanciamento ha a che fare con un’adeguata proporzione nelle modalità di finanziamento dell’incremento della dotazione di capitale pubblico, tra spesa corrente e spesa in conto capitale.

Quanto detto ha anche delle conseguenze non trascurabili con riferimento alla durabilità del capitale privato. Ad esempio, mantenere in buone condizioni la rete stradale già esistente, allungherebbe la vita dei veicoli che vi transitano ed allo stesso tempo, favorirebbe la mobilità tra le varie aree. Similmente, riducendo gli ostacoli e i vincoli presenti nelle reti elettriche o di telecomunicazioni, dovrebbe incoraggiare un rilancio degli investimenti privati, poiché le imprese sarebbero meno preoccupate circa il funzionamento (e la durabilità) delle loro attrezzature e

la necessità di preservarle il più possibile dall'inevitabile deterioramento di lungo periodo²⁷.

Quanto detto, anche se molto semplice nella sostanza, diventa molto complicato nella realizzazione, a causa di un incentivo a dir poco perverso a cui sono soggetti tutti i policymakers. In effetti, la realizzazione di investimenti completamente nuovi, ha sicuramente una maggiore visibilità, soprattutto politica, rispetto all'utilità economica, la quale comunque gioca un ruolo importante. Di conseguenza, l'uomo politico, tra la manutenzione del capitale pubblico esistente e la realizzazione, ad esempio, di una nuova opera pubblica, sarà spesso portato a scegliere la seconda, in quanto genererebbe maggiore consenso e in definitiva un numero di voti potenzialmente più elevato. Diventa quindi di fondamentale importanza "bloccare" la spesa destinata alla manutenzione dello stock di capitale pubblico esistente rispetto all'ammontare complessivo stabilito per la complessiva spesa di investimento, in modo da limitare il più possibile l'influenza dell'incentivo appena citato.

Naturalmente anche nel momento in cui viene garantito un migliore accesso alla popolazione per scuole ed ospedali, viene incrementata la qualità dei servizi. Per questa ragione, la spesa pubblica destinata agli investimenti e quindi ad un incremento della dotazione di capitale pubblico, potrebbe esercitare notevoli effetti positivi sia sul settore dell'educazione che su quello della salute. Infatti una delle modalità per migliorare i servizi sanitari ed educativi potrebbe essere quella di allocare una significativa quantità di risorse per beni immobili come ospedali e scuole. Detto in maniera più generica, lo stock di capitale pubblico e la composizione della spesa per investimento, la quale rappresenta il canale per un suo incremento, dovrebbero prendere in considerazione quelli che sono i bisogni e le necessità della popolazione e non essere guidati dalle priorità elettorali legate alla forza politica di turno. Da quanto detto si deduce che le scelte legate ad una politica di rilancio degli investimenti, volta ad incremento dello stock di capitale pubblico di un paese, dovrebbe essere il più inclusiva possibile, sia da un punto di vista geografico, ovvero permettendo i collegamenti²⁸ fra le aree più e meno sviluppate

²⁷ Quanto affermato non è valido solo per i paesi in cui la dotazione di capitale pubblico ha già raggiunto livelli considerevoli (come i paesi analizzati nel presente elaborato), ma anche nei paesi in via di sviluppo, dove per realizzare nuovi investimenti, si potrebbe perdere di vista la semplice manutenzione di quelli già realizzati.

²⁸ Intendendosi con questo termine, sia quelli stradali che quelli comunicativi in generale.

di un paese, sia da un punto di vista “redistributivo”, garantendo l’accesso ai principali servizi educativi, scolastici e comunicativi anche alle fasce più povere della popolazione. Solo in questo modo è possibile ottenere i vantaggi evidenziati e descritti nel presente elaborato.

Ad ogni modo va sottolineato che la mancanza di un collegamento dal punto A al punto B, non può essere da sola una motivazione forte abbastanza da giustificare la costruzione di quest’ultimo, a meno che non vi siano solide evidenze a supporto di una sua tangibile utilità. In altre parole, sono numerosi gli esempi di investimenti che una volta realizzati, hanno dimostrato un basso grado di profittabilità rispetto a quello originariamente previsto.

Una buona politica di rilancio degli investimenti dovrebbe prendere in seria considerazione non solo le ricadute positive in termini di aumento del PIL, ma anche quelle attinenti all’ambiente, all’educazione e alla salute, altrimenti il contributo offerto alla crescita economica potrebbe essere ridotto rispetto a quello potenzialmente raggiungibile. Si provi a pensare ad esempio a che cosa succederebbe se si riuscisse a ridurre il tempo che occorre per trasportare una donna in dolce attesa o un bambino malato all’ospedale più vicino; significherebbe che un incremento nella dotazione di capitale pubblico potrebbe assicurare una riduzione nel tasso di mortalità infantile. Allo stesso modo adeguate vie di trasporto potrebbero migliorare i rifornimenti di vaccini, medicine e ogni altra sorta di cure, innalzando notevolmente gli standard di salute di un intero paese, con innumerevoli ricadute positive.

Un ulteriore aspetto che deve essere necessariamente preso in considerazione nella pianificazione di un incremento della dotazione di capitale pubblico, è quello di provare a prevedere non solo quale sarà il suo impatto sulla crescita economica di un paese o sul benessere della sua popolazione, ma anche sui controlli, sulle regole, sulle procedure ed anche sulle attività illegali (basti pensare alla corruzione); tutti elementi che potrebbero ridurre i benefici potenzialmente ottenibili. In buona sostanza, si sta sostenendo l’idea che il settore pubblico deve essere in grado di delineare un quadro normativo di riferimento in grado di limitare al massimo le problematiche appena citate.

Altra questione che vale la pena affrontare è quella relativa alle possibilità di evitare effetti di spiazzamento dovuti alle modalità di finanziamento di una unità aggiuntiva di capitale pubblico. Il segreto potrebbe consistere nell’utilizzo di

strumenti che siano contemporaneamente in grado di limitare al massimo da un lato, tale effetto di spiazzamento, dall'altro di mitigare gli effetti negativi sull'investimento privato.

A tal proposito, i governi potrebbero utilizzare un sistema di imposte e tasse specifiche, ovverosia destinate (tanto per fare un esempio, finanziare la manutenzione delle strade attraverso le accise sui carburanti), piuttosto che fare ricorso alla generalità delle entrate fiscali. In buona sostanza si dovrebbe introdurre una qualche forma di legame tra l'utilizzo e il costo sostenuto dagli utenti (cfr. principio del beneficio).

Un'altra opzione potrebbe essere quella attinente alla pianificazione di un sistema di cosiddette "tasse (o imposte) di miglioramento", ossia tributi imposti sul maggior valore delle proprietà, derivante dalla realizzazione di investimenti pubblici. Anche da un punto di vista prettamente macroeconomico, l'utilizzo di tali tipologie di imposte e tasse, potrebbe avere degli effetti meno distorsivi rispetto a quelli derivanti dal sistema di fiscalità generale. L'unica problematica di un certo rilievo risiede nell'individuare i soggetti che alla fine devono inevitabilmente sostenere il peso di questa stretta fiscale. Se questi ultimi dovessero ricadere sulle fasce più deboli della popolazione (ovvero quelle con minore disponibilità reddituale) oppure dovessero portare ad un incremento dell'evasione fiscale da parte della middle class, allora i benefici derivanti dall'incremento dello stock di capitale pubblico, risulterebbero notevolmente mitigati.

Nella rassegna delle modalità di finanziamento degli investimenti, il settore pubblico potrebbe vagliare anche un'altra opzione, la quale non rappresenta solo un'alternativa, ma potrebbe anche essere complementare alle precedenti. Si tratta delle cosiddette partnership tra settore pubblico e settore privato, le quali non sono state analizzate nel presente elaborato, ma per dovere di completezza devono essere citate, soprattutto alla luce del fatto che, a causa della recente crisi finanziaria e della conseguente compressione della spesa pubblica, hanno preso piede in diversi paesi.

Un ultimo argomento di analisi riguardante le policy da applicare fa riferimento alla sequenza temporale con cui realizzare gli investimenti, ossia un vero e proprio cronoprogramma. La domanda che ci si pone è la seguente: gli interventi di cui si è parlato in precedenza (strade, telecomunicazioni, digitalizzazione, ambiente, scuola, salute, ecc.) devono essere portati avanti e compiuti tutti simultaneamente?

Oppure esiste quella che potrebbe essere chiamata come “sequenza ottimale” dell’investimento? Naturalmente non esiste una risposta esatta a questa domanda, in quanto entrano in gioco fattori specifici per ogni singolo paese, il quale presenterà delle proprie caratteristiche peculiari. Di conseguenza la risposta dipende dalla struttura del sistema economico che ogni paese ha a disposizione ad un certo istante temporale. Volendo fare un tentativo, esistono evidenze empiriche circa il fatto che nei paesi a più basso reddito la priorità vada data agli investimenti in salute ed educazione, per passare successivamente alla rete stradale, mentre nei paesi con un reddito medio-alto in cui questi ultimi risultano già presenti, è possibile procedere con investimenti in telecomunicazioni e digitalizzazione.

BIBLIOGRAFIA

Akaike, H. (1974). "A New Look at the Statistical Model Identification," IEEE Transactions on Automatic Control 19,716-723.

Aschauer, D.A. (1989). "Is public expenditure productive?". Journal of Monetary Economics (23), pp. 177-200.

Aschauer, D.A. (2000). "Do states optimize? Public capital and economic growth". The Annals of Regional Science, (34), pp. 343-363.

Batina, R.G. (1998). "On the long run effects of public capital and disaggregated public capital on aggregate output". International Tax and Public Finance, (5:3), pp. 263-281.

Baxter, M. and R. G. King. (1993). "Fiscal Policy in General Equilibrium," American Economic Review 83, 315-333.

Cheung, Y.-W. and K. S. Lai. (1993). "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," Oxford Bulletin of Economics and Statistics 55,313-328.

Crowder, W.J. and Himarios, D. (1997). "Balanced growth and public capital: An empirical analysis". Applied Economics, (29:8), pp.1045-1053.

Cullison, W. E. (1993). "Public Investment and Economic Growth," Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly 79,19-33.

De Haan, J., Sturm, J.E., and Sikken, B.J. (1996). "Government capital formation: Explaining the decline". Weltwirtschaftliches Archiv, (132), pp. 55-74.

De la Fuente, A., and Vives. X. (1995). "Infrastructure and education as instruments of regional policy: evidence from Spain". Economic Policy, pp. 13-51.

Demetriades, P.O., and Mamuneas, T.P. (2000). "Intertemporal output and employment effects of public infrastructure capital: Evidence from 12 OECD economies". Economic Journal, (110), pp. 687-712.

Dufour, J.-M. and E. Renault. (1998). "Short Run and Long Run Causality in Time Series: Theory," Econometrica 66,1099-1125.

Duggal, V.G., Saltzman, C., and Klein, L.R. (1999). "infrastructure and productivity: a nonlinear approach". Journal of Econometrics, (92), pp. 47-74.

Engle, R. F and C. W. J. Granger. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55,251-276.

Evans, P., and Karras, G. (1994). "Is government capital productive? Evidence from a panel of seven countries". *Journal of Macroeconomics*, (16), pp. 271-279.

Everaert, G. (2003). "Balanced growth and public capital: an empirical analysis with 1(2) trends in capital stock data". *Economic Modelling*, (20), pp. 741-763.

Everaert, G. and Heylen, F. (2004). "Public capital and long-term labor market performance in Belgium". *Journal of Policy Modelling*, (26), pp. 95-112.

Finn, M. (1993), "Is all government capital productive?". *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, (79), pp. 53-80.

Flores de Frutos, R., Garcia-Diez, M., and Perez-Amaral, T. (1998). "Public capital and economic growth: An analysis of the Spanish economy". *Applied Economics*, (30:8), pp. 985-994.

Ford, R., and Poret, P. (1991). "Infrastructure and private-sector productivity". *OECD Economic Studies*, (17), pp. 63-89.

Gramlich, E.M. (1994). "Infrastructure investment: A review essay". *Journal of Economic Literature*, (32), pp. 1176-1196.

Granger, C. W. J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica* 37, 424-438.

Gwartney, J., Holcombe, R.G. and Lawson, R. (2004). "Institutions and the impact of investment on growth". Paper presented at the Conference of the Association Private Enterprise Education, APEE, (April), Bahamas.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hannan, E. J. and B. G. Quinn. (1979). "Determination of the Order of an Autoregression," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 41, 190-195.

Hansen, H. and K. Juselius. (1995). *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series*. Evanston, IL: Estima.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.

Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Auto-regressive Models," *Econometrica* 59, 1551-1580.

Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.

Kamps, C. (2004a). "New estimates of government net capital stocks for 22 OECD countries 1960-2001". IMF Working Paper No.04/67; forthcoming in: IMF Staff Papers.

Kamps, C. (2004b). "The dynamic effects of public capital: VAR evidence for 22 OECD countries". Kiel Institute of World Economics Working Paper No. 1224.

Kemmerling, A. and Stephan, A. (2002). "The contribution of local public infrastructure to private productivity and its political economy: Evidence from a panel of large German cities". *Public Choice*, (113), pp. 403-422.

Ligthart, J.E. (2002). "Public capital and output growth in Portugal: An empirical analysis". *European Review of Economics and Finance*, (1:2), pp. 3-30.

Mamatzakis, E.C. (1999a). "Public infrastructure, private input demand, and economic performance of the Greek industry". Queen Mary & Westfield College Working Paper No. 406.

Mamatzakis, E.C. (1999b). "Testing for long run relationship between infrastructure and private capital productivity: A time series analysis for the Greek industry". *Applied Economics Letters*, (6:4), pp. 243-246.

Milbourne, R., Otto, G. and Voss, G. (2003). "Public investment and economic growth". *Applied Economics*, (35:5), pp. 527-540.

Mitnik, S. and Neumann, T. (2001). "Dynamic effects of public investment: Vector autoregressive evidence from six industrialized countries". *Empirical Economics*, (26), pp. 429-446.

Moreno, R., López-Bazo, E. and Artís, M. (2003). "On the effectiveness of private and public capital". *Applied Economics*, (35), pp. 727-740.

Munnell, A.H. (1990a). "Why has productivity growth declined? Productivity and public investment". *New England Economic Review*, (January/February), pp.2-22.

Munnell, A.H. (1992). "Policy watch. Infrastructure investment and economic growth". *Journal of Economic Perspectives*, (6), pp.189-198.

Otto, G. D. and G. M. Voss. (1996). "Public Capital and Private Production in Australia," *Southern Economic Journal* 62, 723-738.

Oxley, H. and Martin, J.P. (1991). "Controlling government spending and deficits: Trends in the 1980s and prospects for the 1990s". *OECD Economic Studies* No. 17, pp. 145-189.

Pereira, A.M. (2000). "Is all public capital created equal?" *Review of Economics and Statistics*, (82:3), pp. 513-518.

Pereira, A.M. (2001). "On the effects of public investment on private investment: what crowds in what?" *Public Finance Review*, (29:1), pp. 3-25.

Pereira, A.M. and Andraz, J.M. (2001). "On the impact of public investment on the performance of U.S. industries". *Public Finance Review*, (31:1), pp. 66-90.

Pereira, A.M. and Flores de Frutos, R. (1999). "Public capital accumulation and private sector performance". *Journal of Urban Economics*, (46:2), pp. 300-322.

Pereira, A.M. and Roca-Sagales, (1999). "Public capital formation and regional development in Spain". *Review of Development Economics*, (3:3), pp. 281-294.

Pereira, A.M. and Roca-Sagales, O. (2001). "Infrastructures and private sector performance in Spain". *Journal of Policy Modelling*, (23:4), pp. 371-384.

Pereira, A.M., and Roca Sagales, O. (2003). "Spillover effects of public capital formation: Evidence from the Spanish regions". *Journal of Urban Economics*, (53:2), pp. 238-256.

Pesaran, M. H. and R. P. Smith. (1998). "Structural Analysis of Cointegrating VARs," *Journal of Economic Surveys* 12, 471-505.

Phillips, P.C.B. (1998). "Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs". *Journal of Econometrics* (83:1-2), pp. 21-56.

Sanchez-Robles, B. (1998). "infrastructure investment and growth: Some empirical evidence". *Contemporary Economic Policy*, (16), pp. 98-108.

Schwarz, G. (1978). "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics* 6,461-464.

Seung, C.K., and Kraybill, D.S. (2001). "The effects of infrastructure investment: A two sector dynamic computable general equilibrium analysis for Ohio". *International Regional Science Review*, (24:2), pp. 261-281.

- Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48,1-48.
- Sims, C. A. (1987). "Comment on 'D.E. Runlde, Vector Autoregressions and Reality,'" *Journal of Business and Economic Statistics* 5,443-449.
- Sims, C. A. and T. Zha. (1999). "Error Bands for Impulse Responses," *Econometrica* 67,1113-1155.
- Sims, C., Stock, J., and Watson, M. (1990). "Inference in linear time series models with some unit roots", *Econometrica*, (58), pp. 113-144.
- Stephan, A. (2000). "Regional infrastructure policy and its impact on productivity: A comparison of Germany and France". *Applied Economics Quarterly*, (46), pp. 327-356.
- Stephan, A. (2003). "Assessing the contribution of public capital to private production: Evidence from the German manufacturing sector". *International Review of Applied Economics*, (17), pp. 399-418.
- Stock, J. H. and M. W. Watson. (1999). "Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series."
- Sturm, J.E., Jacobs, J., and Groote, P. (1999). "Output effects of infrastructure investment in the Netherlands, 1853-1913". *Journal of Macroeconomics*, (21:2), pp. 355-380.
- Sturm, J.E., and De Haan, J. (2005), "Determinants of long-term growth: New results applying robust estimation and extreme bounds analysis". *Empirica Economics*, forthcoming.
- Tatom, J.A. (1991). "Public capital and private sector performance". *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, (73), pp. 3-15.
- Voss, G.M. (2002). "Public and private investment in the United States and Canada". *Economic Modelling*, (19), pp. 641-664.
- White, H. (1980) "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica* 48 (4): 817-838.