

政府債務與經濟成長之因果關係-以分量迴歸實證分析

Causal relationship between government debt and economic growth:Evidence from the quantile regression analysis

李政峯¹

國立高雄應用科技大學 企業管理系 教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

連春紅²

崑山科技大學 國際貿易系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

董彥均³

國立高雄應用科技大學 企業管理系碩士班 研究生

haier093761@gmail.com

摘要

近年來，文獻上已有許多文章討論政府債務過高是否會影響經濟成長，但因使用上的方法、分析的國家或資料期間的不同而產生不一樣的結果。此外，目前還未有充分的證據能支持政府債務與經濟成長間存在因果關係，原因可能是在於以往作法主要是探討變數間均數的關係，而不是其他分量上的因果關係，進而忽略了其他分量上有無因果關係，從而導致錯誤的推論。

本研究選定九個 OECD 國家，以分量因果關係檢定為主，Granger 因果關係檢定為輔，重新檢定兩個變數之間是否存在因果關係。實證結果可歸納成四大類，第一，債務所得比為經濟成長率之前因的國家有美國、愛爾蘭及日本。第二，經濟成長率為債務所得比之前因的國家分別為希臘、盧森堡及芬蘭。第三，債務所得比與經濟成長率之間為雙向因果關係的國家有義大利及奧地利。第四，無因果關係的國家有英國。此外，一旦確定變數間的因果關係後，再採用分量迴歸分析來檢視兩變數之間關係的方向與程度。結果顯示，本文所分析的國家中，在所有分量下的債務所得比(經濟成長率)對經濟成長率(債務所得比)的影響方向在各條件分配上的係數幾乎都為負向影響。而在影響程度上，政府債務為經濟成長率之前因的國家在高分量(分量 0.75、0.9)上皆為顯著；然而，經濟成長率為政府債務之前因的國家以及政府債務與經濟成長率為雙向因果關係的國家，兩者的影響程度則較為分歧。

關鍵字：政府債務、經濟成長率、Granger 因果關係檢定、分量因果關係檢定、分量迴歸

Keywords: Government debt, Economic growth, Granger-causality test, Quantile Causality Test , Quantile regression

1. 緒論

1.1 研究背景及動機

2009 年 10 月，歐元區成員之一，希臘政府宣佈了 2009 年政府財政赤字和政府的債務所得比預計分別達到約 12.7% 和 113%，而這比率遠遠超過了歐元區所制定的《穩定與成長公約》(Stability and Growth Pact, SGP) 所規定的 3% 及 60% 的上限，希臘因為過高的赤字率及負債率導致了債信被著名的三大信用評級公司分別是標普、穆迪、惠譽信評公司所降級，在之後部分的歐洲國家在償付主權債務方面也紛紛出現了問題，如義大利，債務所得比也高達 120% 左右，這也使得義大利主權債務評級也遭到降級，這一連串的連鎖危機，也導致了歐債危機的發生，更進一步的蔓延全球，為全球經濟帶來重大的影響。

歐盟各國政府和中央銀行為了應對歐債危機所帶來的經濟大衰退也都紛紛作出了一些因應措施。各國互相合作下，在已開發及新興市場和銀行業間迅速的制定緊急措施，像是因為受到歐債危機的影響，各國資金紛紛撤出了歐洲市場，美國貨幣型基金更是大舉撤離了歐元體系銀行，估計大約有超過 3,000 多億美元的資金從中撤出，並造成歐洲資金流動性的緊縮，各成員國央行為了因應可能發生的流動性風險，不得不向國內金融業挹注資金，來避免金融體系的崩潰。而政府出手挽救金融業，也就造成大量的民間債務轉變為政府債務，政府債務急劇上升，進而加重政府債務占國內生產毛額（GDP）的比重，使得本來債務危機就很嚴重的國家產生更大的問題。

下表為歐元區成員國及一些主要已開發國家的債務所得比，從下表可以看到希臘、義大利及葡萄牙至 2009 年來比重逐年上升，另外，更值得令人注意的是日本的債務所得比從 2009 年至 2014 年以來一直居高不下。

表 1-1 各國政府的債務所得比

單位%

時間 國家	2009	2010	2011	2012	2013	2014
歐元區國家						
奧地利	69	72	73	74	74	79
比利時	96	96	98	100	100	100
塞浦路斯	59	61	71	86	112	122
愛沙尼亞	7	7	6	10	11	11
芬蘭	44	49	49	54	57	60
法國	79	82	86	90	94	96
德國	75	82	80	81	78	75
希臘	130	148	170	157	174	175
愛爾蘭	64	91	104	117	123	124
義大利	116	119	121	127	133	135
拉脫維亞	33	40	37	36	32	33
盧森堡	16	20	19	22	23	24
馬耳他	67	66	69	71	72	73
荷蘭	61	63	66	71	75	75
葡萄牙	84	94	108	124	129	127
斯洛伐克	36	41	43	52	55	59
斯洛文尼亞	35	39	47	54	73	75
西班牙	54	62	70	86	94	99
已開發國家						
加拿大	81	83	84	88	89	87
日本	210	216	230	237	243	244
英國	67	78	84	89	90	92
美國	86	95	99	102	105	106

資料來源：International Monetary Fund2014 (灰色部分為 IMF 內部人員所估計)

雖然這些措施對金融業紓困的結果可能暫時有助於平穩經濟趨勢，但是所帶來的代價是許多國家的債務所得比重急劇上升。在這樣子政府債務急劇上升的情形下，Reinhart and Rogoff (2010)提出了，當政府債務佔 GDP 的比重超過 90%時，高政府債務與經濟成長之間就存在著很強的負向關係。

而過高的政府債務水準將會導致經濟成長的降低？這是一個重要的政策問題。即使在短期內能有效的提升經濟成長，但過度的使用擴張性財政政策，去增加債務水準對長期而言，可能反而會導致經濟成長的降低。

而歐盟為了控制歐債危機所產生的問題採取了緊縮性財政政策。首先要求歐盟各成員國要嚴守財政紀律。歐元區各國政府也在此規範之下，紛紛執行緊縮性財政政策。表 1-2 分別為歐元區主要成員國所採取的政策及措施。

表 1-2 歐元區成員國財政緊縮政策概述

	緊縮政策	主要措施
法國	到2016年共削減預算650億歐元。	提高營業稅及公司稅稅率、加速改革退休金制度。
德國	到2014年共削減預算800億歐元。	增稅、削減社會福利預算、四年內裁減一萬名政府員工。
希臘	五年內削減公共支出143.2億歐元，增加稅收140.9億歐元。	新增財產稅、削減退休年金與薪資，計畫裁減三萬名國營員工。
愛爾蘭	四年內削減公共支出100億歐元，增加稅收50億歐元。	削減公共部門工作崗位、改革個人所得稅、減少最低工資標準。
義大利	節省598億歐元，在2014年之前平衡預算。	提高退休年齡、提高燃料價格、加稅及減削政府開支
西班牙	通過設定預算赤字限額法，不得超過歐盟所設定之上限。 2012年削減300億歐元支出。	提高菸草稅稅率、提高退休年齡、削減政府部門員工薪資。

資料來源：歐債危機對全球經濟金融之衝擊-兼論對台灣之影響，中央銀行100.12.22

但在政策上有學者主張，政府應該增加政府支出來刺激民間經濟活動的疲軟，如傳統凱因斯學派提出擴張性的財政政策，以增加政府支出，擴大財政赤字的財政分配方式，政府非是以增加稅收的方式而是以透過發行公債的方式來舉債募集資金，進而投入實體經濟，有助於刺激有效需求，讓國民產生了「財政幻覺」(Fiscal illusion)的效果，以為在市場上較為富裕，而增加消費，來促進經濟的復甦。

但如果影響到政府支出的效率(Teles and Cesar Mussolini2014)以及不確定性因素或預期未來對財政上抑制的增加(Cochrane2011)，並增加了主權風險(Codogno 2003)，從而導致過高的實際利率和較低的私人投資(Tanzi and Chalk2000; Laubach2009)，結果可能造成政府債務會對經濟成長有較大的負面影響。

許多學者針對政府債務與經濟成長間可能不利於經濟成長的問題也提出不同的看法及觀點並提出實證分析。如 Panizza and Presbitero(2014)使用工具變數法(instrumental variable approach)，進行驗證，顯示出的結果不受較弱的工具變數影響，其研究結果政府負債和經濟成長間的關係是呈現負向關係。

更有學者提出了政府負債與經濟成長之間為非線性關係，政府負債占 GDP 比重之債務風險是有著門檻值的存在，如前面所提到的 Reinhart and Rogoff (2010)提出實證並證明，當政府債務佔 GDP 的比重超過 90%時，則經濟成長會顯著降低。

雖然同一種議題但其觀點及研究結果卻各不相同，在這議題上尚未有一致的結論，且目前沒有明確的證據能證明政府債務與經濟成長間具有因果關係，原因可能來自於使用上的方法，因傳統的作法主要是探討變數間平均數的關係，而不是其他分量上的因果關係，進而無法看出其他分量有無因果關係，從而導致錯誤的推論，故本

研究將使用分量因果關係，來呈現整個條件分配中各分量的因果關係。分量因果關係以分量迴歸為基礎，重新建立 Granger 因果關係檢定。若能看出政府債務與經濟成長間不同分量的因果關係，將使論點上的推論更為準確。

1.2 研究目的

政府債務對經濟成長問題的研究，在以往的研究中基本上可以分成兩種觀點，分別為政府債務不利於經濟成長以及政府債務與經濟成長為非線性關係。

針對上述兩種觀點，本研究將以政府債務與經濟成長率之間的關係來進行驗證找出兩者間的相關，而以往的研究在政府債務與經濟成長之間並沒有足夠的證據能證明兩者間具有因果關係，故本研究的目的分為以下幾項(1)首先使用 Granger 因果關係檢定檢驗出在是否具有因果關係。但傳統的作法，主要是看變數的平均數關係，而無法看出其他分量的因果關係，(2)所以接著使用分量因果關係檢定，試圖看出其他分量的因果關係，以提升論點的準確性。(3)最後則是使用分量迴歸，目的是要看出變數間影響的程度與方向，因為分量因果關係檢定只能看出變數之間領先-落後關係。

2. 文獻探討

在政府債務與經濟成長間的關係在經濟上是一個重要的議題，在研究上許多的學者也針對此問題都紛紛提出了看法與論點，實證出的結果也有所差異，以下針對不同學者所提出的論點與結果作整理，而在觀點上主要分成 2 種，分別是政府債務不利經濟成長觀點及政府債務與經濟成長為非線性關係。

2.1 政府債務不利經濟成長觀點

Panizza and Presbitero(2014)使用工具變數法(instrumental variable approach)以 OECD 國家為樣本，研究政府債務與經濟成長是否具有因果關係。他們修正了一些債務與經濟成長之間的內生性問題。並進行了一系列穩健的檢驗，顯示結果不受較弱的工具變數的影響，並且穩健放寬排斥在外的限制。其結果為政府債務與經濟成長之間是負向關係，但是沒有證據能表明政府債務與經濟成長間具有因果關係。Panizza and Presbitero (2014)認為，政府債務與經濟成長之間存在負向關係，並不代表有著因果關係，因為較低的經濟成長可能會導致較高的政府債務佔 GDP 比重。

Teles and Mussolini (2014)使用內生性成長理論模型，證明了政府債務與 GDP 比重水準在財政政策上的經濟成長效果產生負向影響。出現這種情況的原因為政府債務以提取國內青年人的儲蓄部分，以支付債務的利息。因此支付債務利息需要跨代分配交換系統，類似於一個隨收隨付即付年金制度，這將會導致儲蓄率在經濟上的改變。理論的模型主要是用計量經濟模型，提供這一有效性的實證。而實證分析也控制著經濟成長率不隨時間變化，並且針對具體國家的不同也分別處理著內生性的問題。

Saint-Paul(1992)建構了資本報酬率為固定的一個內生成長模型，並實證出政府債務增加，政府將會調整租稅政策，而經濟成長率將會降低，使得未來國民的福利受損。

Dreger and Reimers (2013)研究了債務比率對實際 GDP 成長率間的影響，樣本對象為歐洲經濟體國家，並區分國家間的債務可持續和非持續性狀態，發現負債比率會對經濟成長產生負向影響。

Ajovín and Navarro(2014)使用 Granger 因果關係檢定，分析了從 1980 年至 2009 年資料，16 個 OECD 國家的債務和經濟成長之間的關係，其中不僅考慮到政府債務，也考慮著非金融性企業和家庭債務。Granger 因果關係檢定控制著國家異質性和橫截面依賴的問題。研究結果顯示政府債務不會引起實際 GDP 成長。另外也發現到非金融性私人債務與 GDP 沒有因果關係的證據，特別是家庭債務的部分。

Lof and Malinen(2014)使用向量自我迴歸模型分析政府主權債務和經濟成長間的高度爭議關係。使用 20 個已開發國家的數據為樣本，結果顯示沒有證據能表明債務能有利於經濟成長，也確實發現到政府債務與經濟成長為負向關係。

2.2 政府債務與經濟成長為非線性關係

曾銘宗(2013)以台灣地區民國七十四年至民國一百零一年底之廣義債務占 GDP 比率、每人平均固定資本形成成長率、經濟成長率各 28 筆資料，並使用「向量自我迴歸(VAR)模型」、「衝擊反應函數分析」及「預測誤差之變異分解」來進行實證，則研究發現在 VAR 實證模型中，廣義債務占 GDP 比率對每人平均固定資本形成成長率及經濟成長率中呈顯著負向影響。在衝擊反應函數分析結果，廣義債務占 GDP 比率變動一個標準差時，在短期上對每人平均固定資本形成成長率及經濟成長率在數據上雖然呈現負面影響，但卻在統計上並不顯著所以無法印證。而廣義債務佔 GDP 比率短期內，對每人平均固定資本形成成長率及經濟長率有著正向影響。在長期上則呈現著負向影響。

Reinhart and Rogoff (2010)以 1946-2009 年，20 個戰後時期已開發經濟體為樣本，並且使用簡單的描述性統計並證明，當政府債務佔 GDP 的比重超過 90%時，則經濟成長會顯著降低。

而 Herndon and Ash and Pollin (2013)闡明了一些 Reinhart and Rogoff (2010)在計算上的缺陷，並使用 Reinhart and Rogoff (2010)的資料集中，選擇性的排除不適當的數據，並匯總統計著從 1946-2009，20 個戰後時期已開發經濟體的政府債務與 GDP 成長之間關係的錯誤及非常規權重所導致的不準確性，發現到當正確計算時，政府負債占 GDP 比重達 90%以上的國家，平均實際 GDP 成長率為 2.2%而非 Reinhart and Rogoff 所說的-0.1%，這意味著相對於 Reinhart and Rogoff 所說的，政府債務占 GDP 比重超過 90%是為負向關係的結果是不顯著的，這也表明許多國家的經濟成長在政府負債占 GDP 比重 90%以上時並沒有大幅的下降。

最近的計量經濟學研究也指出，一個國家的實際門檻值範圍相當重要，根據 Caner (2010)對一組較大的發展中國家和新興經濟體進行了分析，發現其債務威脅的門檻值為 77%。Elmeskov and Sutherland (2012)，對 OECD 國家的一個有限的樣本進行分析，估計門檻值在 66%左右。

Afonso and Jalles(2012)提出在一個政策制定者必須面對日益增長的財政失衡的背景下，政府債務對經濟成長的相關性已經變得至關重要，在古典凱因斯學派認為，在政府債務的適度水準方面，財政政策可能可以誘發經濟成長。然而在高債務水準下，預計未來增稅可能會降低政府債務與經濟成長間的正向影響，進而減少投資和消費，從而降低了就業的機會和產量的增長。但經驗證據表明，目前在政府債務對生產率增長的重要性觀點並不是很確鑿。Afonso and Jalles 試圖填補一些差距，並打算提出政府債務對產出成長和生產率在已開發國家以及新興國家中的影響。以 155 個國家對象，1970-2008 年之橫斷面資料為樣本，並使用累積 5 年非重疊平均數(cumulative 5year non-overlapping average)來避免受到短期波動的影響，建構最小平方法、工具變數-標準化最小平方法等模型，發現到財政的整頓能促進經濟成長，高債務比率對全要素生產率(TFP)的成長是有利的。而政府負債占 GDP 比重高於 90%的國家，債務水準提高 10%時，使得經濟成長率下降了 0.2%；政府債務占 GDP 比重低於 30%的國家則使得經濟成長率上升了 0.1%，而債務威脅的門檻值為 59%。

Checherita and Rother (2010)以 1970-2010 年歐元區國家為樣本對象，發現到債務與經濟成長間的非線性關係，其債務威脅門檻值約為債務占 GDP 比重 90%-100%之間。Kumar and Woo (2010)採用 38 個已開發國家和新興國家 1970-2007 年間，也發現到了政府債務與後續的經濟成長間的負向關係。

3. 研究方法

本研究主要探討政府的債務所得比與經濟成長之間的關係，首先使用 Granger 因果關係檢定為輔，檢定兩變數間在均數上的因果關係，在來以分量因果關係檢定為主，來檢定整個條件分配中各分量的因果關係，當最後確定變數間領先-落後關係後，在使用分量迴歸來看變數間整個條件分配中各分量的影響的方向及程度。

3.1 Granger 因果關係檢定

Granger(1969) 的因果關係檢定基本觀念在於：未來的事件不會對目前與過去產生因果影響，而過去的事件才可能對現在及未來產生影響，並提出以預測的角度來檢驗變數間有無因果關係，其是以預測誤差能否被降低為判定的標準，之後 Granger 因果關係就被廣泛的運用在「領先-落後」的檢定上。

假設 X 與 Y 為兩個欲要檢定的相關變數，當要預測 Y 時，會使用了 Y 的過去值來做預測，但若加上了 X 的過去值能讓 Y 的現在值在預測上更加精準，則可以稱 X 是 Y 的前因，即 X Granger Causes Y，也能表示 X 領先 Y。換言之，假使 Y 的過去值也能讓 X 在預測上更為精準的話，則就表示 Y Granger Causes X，則當以上兩種情形同時存在時，即兩個變數為雙向因果關係；反之，若兩變數間互相不具有因果，則 X 與 Y 為相互獨立 (independent)。

EG 為經濟成長率，DR 為債務所得比，模型表示如下：

$$EG_t = \alpha_0^1 + \sum_{i=1}^p \alpha_1 EG_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_1 DR_{t-i} + \varepsilon_{EGt} \quad (1)$$

$$DR_t = \alpha_0^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_2 EG_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_2 DR_{t-i} + \varepsilon_{DRt} \quad (2)$$

本研究以上述之模型來探討，債務所得比與經濟成長率變動的因果關係，虛無假設如下：

$H_0: \beta_1 = \beta_{1-1} = \beta_{1-2} \dots \beta_p = 0$ ，（債務所得比不會「Granger causes」經濟成長率）。

$H_0: \alpha_2 = \alpha_{2-1} = \alpha_{2-2} \dots \alpha_p = 0$ ，（經濟成長率不會「Granger causes」債務所得比）。

檢定統計量：卡方統計量 $\chi^2(v)$

對於以上兩項虛無假設的檢定結果，會有四種情況：

(1) 若檢定結果為顯著拒絕虛無假設 $H_0: \beta_1 = \beta_{1-1} = \beta_{1-2} \dots = 0$ ，且無法拒絕另一虛無假設時，表示債務所得領先經濟成長率。

(2) 若檢定結果為顯著拒絕虛無假設 $H_0: \alpha_2 = \alpha_{2-1} = \alpha_{2-2} \dots = 0$ ，且無法拒絕另一虛無假設時，表示經濟成長率領先債務所得比。

(3) 若同時拒絕兩項虛無假設，表示債務所得比與經濟成長率互為影響，兩變數具雙向因果關係。

(4) 若無法拒絕這兩項虛無假設，則表示變數間相互獨立，亦即債務所得比不會助於經濟成長率的預測，反之亦然。

3.2 分量因果關係檢定

在傳統上的做法上要檢定變數之間的因果關係為 Granger 的因果關係檢定最是常見，但近期上有些文獻指出了一些 Granger 的因果關係在其他分量上的問題，由於統計上的分配，在尾端的動態可能來自於其他不同的分量而有所不同，而這問題將可能會導致呈現出不對稱性、肥尾特性和非線性問題(Lee and Yang, 2012; Jeong et al., 2012)，因為 Granger 因果關係檢定是以所謂的均數迴歸(mean approach)來檢定，所以只能呈現兩變數之間在平均數上的因果關係，也就是一階動差的部分，而並無法看到其他分量上的因果關係，所以當無法拒絕 H_0 虛無假設時，所得出來的結論是兩變數間沒有因果關係，但實際上因果關係很有可能存在於二階動差、三階動差，四階動差，從而導致錯誤的推論。

因此本研究採用 Chuang et.al(2009)所建議的分量因果關係檢定，呈現出整個條件分配中各分量的因果關係。分量因果關係檢定是以分量迴歸作為基礎，重新建立 Granger 因果關係檢定。若能藉由此方法得出政府債務與經濟成長有著因果關係，將會比傳統的檢定方法更有說服力。

Chuang et.al(2009)認為，雖然 Granger non-causality 是在條件分配上所定義出來的，但事實上常見的做法卻是檢定條件平均數上是否具有因果關係，但此種作法並不適當，因為縱使在平均數上具有因果關係，但也不能確定在整個條件分配上有因果關係。所以接近原始定義的方法是考慮分量因果關係檢定，因為條件「分配無因果關係」就等於「在所有分量上無因果關係」。

若隨機變數 $X(DR)$ 對隨機變數 $Y(EG)$ 沒有因果關係，則下式成立：

$$F_y(\eta|(Y, X)_{t-1}) = F_y(\eta|(Y)_{t-1}), \forall \eta \in R \quad (3)$$

表示 X 的過去訊息對 Y 的條件分配而言沒有影響，稱之 Granger non-causality in distribution。

由於機率分配完全受本身分量的控制，故能從條件分量的角度重新定義分配的因果關係，另 $Q_{y_t}(\tau|\cdot)$ 代表上式的第 τ 個分量，公式如下：

$$Q_{y_t}(\tau|(Y, X)_{t-1}) = Q_{y_t}(\tau|(Y)_{t-1}), \forall \tau \in (0,1) \quad (4)$$

稱為 X 在各分量上對 Y 無 Granger 因果關係。也可認定為在某個分量範圍上 $[a,b]$ 無因果關係，如下：

$$Q_{y_t}(\tau|(Y, X)_{t-1}) = Q_{y_t}(\tau|(Y)_{t-1}), \forall \tau \in [a, b] \quad (5)$$

接著來定義 $Y_{t-1,p} = [Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}]'$ ， $X_{t-1,q} = [X_{t-1}, \dots, X_{t-q}]'$ ， $Z_{t-1} = [1, Y'_{t-1,p}, X'_{t-1,q}]'$ ，則第 τ 個條件分量函數為：

$$Q_{y_t}(\tau|Z_{t-1}) = \alpha(\tau) + Y'_{t-1,p}\alpha(\tau) + X'_{t-1,q}\beta(\tau) = Z'_{t-1}\theta(\tau), \quad (6)$$

其中 $\theta(\tau) = [\alpha(\tau), \alpha(\tau)', \beta(\tau)']'$ 代表參數向量。在某一分量 $\theta(\tau)$ 的估計需求解下列問題：

$$\min_{\theta} \sum_{t=1}^T (\tau - I(y_t < z_{t-1}\theta)) |y_t - z_{t-1}\theta|, \quad (7)$$

這裡的 $I(\cdot)$ 為指標函數。

在某一分量 τ 下，Chuang et.al(2009)建議以下 W 統計量來統計 $\beta(\tau) = 0$ ：

$$W_T(\tau) = \frac{T\hat{\beta}(\tau)'(\Psi\hat{\Omega}(\tau)\Psi')^{-1}\hat{\beta}(\tau)}{\tau(1-\tau)}, \quad (8)$$

這裡的 Ψ 為一個 $q \times k$ 的選擇矩陣，使得 $\Psi\hat{\theta}(\tau) = \hat{\beta}(\tau)$ ， $\hat{\Omega}(\tau)$ 為 $\Omega(\tau)$ 的一致性估計式，其定義可參照 Chuang et.al(2009)。上式之大樣本分配為，

$$W_T(\tau) \Rightarrow \left\| \frac{B_q(\tau)}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} \right\|^2, \tau \in (0,1), \quad (9)$$

此處， $B_q(\tau) = \tau(1-\tau)^{1/2}N(0, I_q)$ 為 q 個獨立變數的 Brownian bridges。

最後，為了檢定變數 X 對變數 Y 在所有分量上是否具有因果關係，則虛無假設如下：

$$H_0: \beta(\tau) = 0, \forall \tau \in (0,1) \quad (10)$$

再以 sup-W 統計量檢定之，如下：

$$\sup - W_T = \sup_{i=1, \dots, n} W_T(\tau_i), \quad (11)$$

其大樣本分配為

$$\sup_{\tau \in (0,1)} W_T(\tau_i) \Rightarrow \sup_{\tau \in (0,1)} \left\| \frac{B_q(\tau)}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} \right\|^2. \quad (12)$$

相關的臨界值請參考 Chuang et.al(2009)中的 Table 1。實際檢定時，若虛無假設被拒絕時，則可以進一步的來檢定某一分量範圍的因果關係。

3.3 分量迴歸

在前一小節以分量因果關係檢定確定了各個國家的債務所得比和經濟成長率之間的領先-落後關係後，接著本小節將使用分量迴歸，目的是要看出各個國家的變數之間影響的方向與程度，因為分量因果關係檢定僅能觀察出變數間在各分量上是否具有因果關係。

分量迴歸模型表示如下：

$$Q(\theta)_X(y_t|x_t) = Q(\theta)_X(y_t|x'_t) \quad (13)$$

在上式 $Q(\theta)_X(y_t|x_t)$ ，表示為在向量 x_t 下，決定 y_t 在 θ_{th} 的條件分量位置。

另有一迴歸模型的形式為 $y_t = x_t\beta + u_t$ ，則迴歸參數 β_θ 之估計式如下：

$$\hat{\beta}_\theta = \text{ArgMin} \left[\sum_{t \in \{t: y_t \geq x_t \beta\}} \theta |y_t - x_t \beta| + \sum_{t \in \{t: y_t < x_t \beta\}} (1 - \theta) |y_t - x_t \beta| \right] \quad (14)$$

在這模型下給予正、負絕對值誤差不同的參數，將可獲得分量迴歸估計式。

分量估計參數 $\hat{\beta}_\theta$ 可以透過最小化之樣本所對應函數求得，即給予正的誤差 θ 權重和負的誤差 $(\theta - 1)$ 權重之平均非對稱加權的絕對誤差項之總和最小化的解：

$$\begin{aligned} S_N(\beta; \theta) &= \frac{1}{N} \left[\sum_{i: y_i \geq x'_i \beta} \theta |y_i - x'_i \beta| + \sum_{i: y_i < x'_i \beta} (1 - \theta) |y_i - x'_i \beta| \right] \\ &= \frac{1}{N} \left\{ \sum_{i=1}^N \left[\theta - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \text{sgn}(y_i - x'_i \beta) \right] \right\} (y_i - x'_i \beta) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho_\theta (y_i - x'_i \beta) \end{aligned} \quad (15)$$

其中 ρ_θ 為檢驗函數，當 $y_i > x'_i \beta$ 時 $\rho_\theta = \theta$ ， $y_i \leq x'_i \beta$ 時 $\rho_\theta = \theta - 1$ ，透過最小化即可求出 θ 分量的 β 估計值 $\hat{\beta}_\theta$ ，其意義為當 x_i 變動一單位時，被解釋變數 y_t 的第 θ 個分量會變動 $\hat{\beta}_\theta$ 個單位。但由於式中之階條件不存在封閉解，且 S_N 在 $y_i = x'_i \beta$ 處無法微分，故無法利用傳統之數值方法求解，Koenker and D'Orey(1987)建議採用線性規劃法求解分量迴歸參數估計式。

隨後 Koenker and Machado(1999)指出以線性規劃法求解的分量迴歸參數也是以非對稱的拉普拉斯分配為基礎的最大概似估計式。在適當的條件下，分量迴歸估計式 $\hat{\beta}_\theta$ 是真實參數 β_θ 的一致估計式，經標準化後具有極限常態分配：

$$\sqrt{T}(\hat{\beta}_\theta - \beta_\theta)^A = N(0, G(\theta)^{-1} \Sigma(\theta) G(\theta)^{-1}) \quad (16)$$

其中 $\Sigma(\theta) = \theta(1 - \theta)E(x_i x'_i)$ ，較容易從樣本對應函數中求得； $G(\theta) = -E[x_i x'_i f_{(e(\theta)|x)}(0)]$ 則比較難以估計，因為其與誤差項 $e(\theta)$ 的條件機率密度函數 $f_{(e(\theta)|x)}$ 有關。然而分量迴歸法並未假設母體服從何種分配，因此 $\hat{\beta}_\theta$ 之漸進共變異矩陣較不易估計。一般常見較為方便估計機率密度之方法為自體重複抽樣(bootstrapping)，直接估計共變異數矩陣支元素值。在估計出變異數之後，便可以用來建構分量迴歸估計係數的信賴區間。

4. 實證結果

4.1 資料概述

基於樣本資料的獲取，本研究所採用資料之國家分別是奧地利、芬蘭、希臘、愛爾蘭、義大利、日本、盧森堡、英國、美國為主要研究對象，本研究所需之資料為上述各國政府債務所得比及經濟成長率，所選取之資料為

年資料，其中各國債務所得比之資料取自於 Annual macro-economic database(AMECO)資料庫，經濟成長率則取自於世界銀行資料庫。資料期間除了義大利為 1960 至 2014 年、美國為 1969 至 2014 年，其餘 7 個國家都為 1970 至 2014 年。

4.2 樣本敘述性統計分析結果

首先本研究以簡單的敘述性統計將各國債務所得比及經濟成長率依照分量來區分成五個等分，來看各區間的變化，分別是第 20 個百分位數(Q20)、第 40 個百分位數(Q40)、第 60 個百分位數(Q60)、第 80 個百分位數(Q80)、第 80 個百分位數以上(Q80 以上)等五個等分，並將 Q20 及 Q40 視為低分量，Q60 為中分量，Q80 及 Q80 以上為高分量。

表 4-1 政府債務所得比以分量作區分所對應經濟成長率之平均數

國家	期間	Q20	Q40	Q60	Q80	Q80 以上
奧地利	1970-2014	3.865	2.015	2.862	2.533	0.970
芬蘭	1970-2014	3.638	3.416	1.666	2.268	1.882
希臘	1970-2014	4.939	1.060	2.551	3.740	-2.739
愛爾蘭	1970-2014	5.906	5.865	4.414	3.220	3.081
意大利	1960-2014	5.366	3.436	2.583	1.217	-0.080
日本	1970-2014	3.958	4.290	2.873	0.948	0.432
盧森堡	1970-2014	5.182	5.892	2.605	2.496	2.384
英國	1970-2014	2.287	3.271	2.295	1.966	1.775
美國	1969-2014	3.127	3.210	3.389	2.895	1.642
合計		38.268	32.455	25.238	21.283	9.347
平均數		4.252	3.606	2.804	2.364	1.038

從表 4-1 所呈現之平均數，可以看到當各國的債務所得比處於低分量時所對應之經濟成長率相較於中分量及高分量是要來得高的；反之，在平均數上當債務所得比在高分量時所對應之經濟成長率是比位於低分量及中分量的債務所得比要低的，且是呈現逐漸遞減狀態。另外就單一國家而言，愛爾蘭所呈現之結果與平均數相似，都是隨著債務所得比分量的增加而導致經濟成長率逐漸的遞減，但也有國家存有著例外，例如希臘，在分量 Q60 與分量 Q80 時是要比分量 Q40 高的，分量 Q80 又比 Q60 還高，但在分量 Q80 以上時又呈現大幅下降的趨勢，雖然此情形沒有依隨著債務所得比分量的升高而使得經濟成長率逐漸下降，但此結果與 Reinhart and Rogoff (2010)所提出的當政府債務所得比處於高水準狀態時，經濟成長率是有著明顯的降低的觀點相似。

整體而言，造成此種現象的可能原因猜測是如本文在緒論所提到，是因為以往幾次全球性金融危機所導致而成的，由於發生嚴重的全球性金融危機，投資人紛紛撤出金融市場，大量的資金突然從金融市場撤出，導致資金在市場上有著流動性的風險，政府為了應付這突發的狀況避免金融體系的崩潰，從而出手干預金融市場，造成大量的民間債務轉為政府債務，另外銀行因為受到金融危機的影響，信用減縮而會去減少放款，導致民間企業減少投資意願，也就間接的造成失業率的攀升及民間消費的減少等，景氣也就持續低迷。此外，因人口逐漸高齡化和加上不斷增加的社會福利及保險費用，政府支出也就逐漸上升，使得各國在財政上的重擔也就變得越來越重。

表 4-2 經濟成長率以分量作為區分所對應政府債務所得比之平均數

國家	期間	Q20	Q40	Q60	Q80	Q80 以上
奧地利	1970-2014	56.54	61.34	64.27	60.13	25.60
芬蘭	1970-2014	37.67	27.48	20.08	39.71	23.27
希臘	1970-2014	95.81	88.66	75.90	85.22	36.99
愛爾蘭	1970-2014	86.96	79.65	70.84	46.57	61.44
意大利	1960-2014	104.03	97.54	80.89	70.60	38.24
日本	1970-2014	138.17	152.36	125.93	69.98	46.21
盧森堡	1970-2014	12.33	12.84	10.01	11.07	9.19
英國	1970-2014	49.13	60.20	53.20	50.18	50.07
美國	1969-2014	61.10	77.43	53.77	62.40	48.25
合計		641.74	657.5	554.89	495.86	339.26
平均數		71.30	73.05	61.65	55.09	37.69

另外本研究除了依循以往文獻上所表明的，當政府債務處於高水準狀態時與經濟成長間具有著很強的負向關係(Reinhart and Rogoff, 2010)，故將資料做出表 4-1 之處理，將各國債務所得比分量作區分來看所對應之經濟成長率的結果與文獻上相似，但目前尚無文獻討論到，當經濟成長率處於在較低的分量時(低分量)所對應之債務所得比是不是也會隨著分量的增加而導致債務所得比的遞減，所以本研究將債務所得比及經濟成長率作交換並依照表 4-1 做法將變數作相同處理，得表 4-2。

從表 4-2 可以看到各國經濟成長率以分量作為區分時，在平均數方面，經濟成長率位於低分量時，債務所得比是比中分量及高分量上要來得高的，且隨著經濟的成長，債務所得比是呈現遞減狀態。另外就單一國家來看，芬蘭在經濟成長率位於分量 Q80 時債務所得比是 39.71，所對應之債務所得比為平均數中最高，比分量 Q20 的 37.67 還要來得高，但在分量 Q80 以上時又逐漸下降，雖然在其他分量上並非為最低(Q80 以上是 23.27，Q60 是 20.08 為最低)。

而造成隨著經濟的成長，債務所得比逐漸遞減可能的原因猜測是當各國經濟景氣不好時，勢必會影響到政府向國民徵收的稅賦，而造成財政收入難以大量增加，且加上各國政府為了解決這經濟上的困窘，就必需維持一定的財政支出來提振景氣的復甦，但因受到徵收稅賦困難的影響，而用來作為財政支出所需的資金，也就只能透過大量發行政府公債來募集資金，結果就是政府債務所得比持續攀高，加上景氣復甦的速度趕不上政府債務所得比增加的速度，也就導致各國經濟成長率在低分量的位置所對應的債務所得比會如此的高；反之，當景氣繁榮時，政府所徵收的稅賦增加，故能減少用透過舉債的方式來募集資金，在財政上政府也能積極將資金投入到市場上，進而促進經濟成長的速度增加。

綜合表 4-1 及表 4-2 的結果來看，就平均數而言都是隨著分量的增加而導致所對應之變數逐漸遞減，但從單一國家的角度來看，各國在不同分量上的情況都各不相同，這可能的原因為在不同的分量上兩變數之間存在著因果關係，但就目前還無法看出是否存在著因果關係，故在下一節將用分量因果關係檢定來驗證在不同的分量上是否具有因果關係。

4.3 分量因果關係檢定

本節分別採用 Granger 因果關係檢定以及分量因果關係檢定來估計各種條件分量之分量函數。本節所使用之分量係數為四分位數上所對應的三個分量位置 0.25、0.5、0.75，在加上左右兩個極端分量位置 0.1、0.9 共計五個分量，這五個分量為文獻上觀察分配所常用之位置，來探討兩變數間是否具有領先-落後關係（因果關係）。

本研究因果關係檢定之虛無假設為 H_0 ：債務所得比(經濟成長率)不是經濟成長率(債務所得比)之前因，本文欲要檢定變數間有無因果關係之方法是以傳統的 Granger 因果關係檢定為輔及分量因果關係檢定為主，來分析政府債務與經濟成長率間的因果關係。當拒絕虛無假設時，代表該解釋變數是被解釋變數之因；反之若結果顯示為不顯著，沒辦法拒絕虛無假設時，則表示該解釋變數就不是被解釋變數之因；若兩變數之因果關係都具有顯著時，代表著兩變數間具有著雙向因果關係。

本研究判斷各國債務所得比與經濟成長率之間有無因果關係為檢視在傳統的 Granger 因果關係檢定上或只要在任一分量上有顯著，則即具有著因果關係。本文所挑選中之樣本國家檢定出的結果有四種結果，各國因果關係檢定結果如下：

4.3.1 單向因果關係-債務所得比是經濟成長率之前因：

可以由表 4-3 檢視到表中的第 2 欄為債務所得比不是經濟成長率之前因，分量因果關係檢定的結果顯示美國在分量 0.75 與分量 0.9 上，愛爾蘭在分量 0.25 上及日本在分量 0.5 與分量 0.9 上的結果 P 值上均小於 0.1，表示在顯著水準 10% 下為顯著異於零，拒絕虛無假設，具有因果關係，在其他的分量上則均不顯著。此外，愛爾蘭及日本在傳統的 Granger 因果關係檢定的結果 P 值也均小於 0.1 也都為顯著，拒絕虛無假設，表示在均數上也具有因果關係。在表 4-3 中的第 3 欄所代表的為經濟成長率不是債務所得比之前因，表中的三個國家(美國、愛爾蘭、日本)在第 3 欄上的 P 值均大於 0.1，接受虛無假設，表示不具有因果關係。

表4-3 因果關係檢定表-債務所得比是經濟成長率之前因

美國	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.1750	0.6253
Q25	0.5024	0.6038
Q50	0.6024	0.4836
Q75	0.0668*	0.1796
Q90	0.0086***	0.4620
傳統的 G-C 檢定	0.6242	0.3056
最大階次為 4，最適落後階次為 2。		最大階次為 4，最適落後階次為 2。
愛爾蘭	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.1885	0.9169
Q25	0.0286**	0.9323
Q50	0.1753	0.7941
Q75	0.5105	0.1537
Q90	0.1735	0.3753
傳統的 G-C 檢定	0.0243**	0.5715
最大階次為 4，最適落後階次為 2。		最大階次為 4，最適落後階次為 1。
日本	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.1668	0.3082
Q25	0.1307	0.2658

表 4-3 因果關係檢定表-債務所得比是經濟成長率之前因(續)

日本	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q50	0.0476**	0.3011
Q75	0.1914	0.3612
Q90	0.0102**	0.6288
傳統的 G-C 檢定	0.0102**	0.1097
最大階次為 4，最適落後階次為 2。		最大階次為 4，最適落後階次為 2。

註：*、**和***分別代表在 10%、5%和 1%顯著水準下，拒絕虛無假設。
最適落後階次以 SIC(Schwarz information criterion)為選擇標準。

4.3.2 單向因果關係-經濟成長率是債務所得比之前因：

希臘、盧森堡及芬蘭在表 4-4 第 2 欄上顯示的結果為 P 值均大於 0.1，接受虛無假設，表示不具有因果關係(債務所得比不是經濟成長率之前因)。在表中第 3 欄，經濟成長率不是債務所得比之前因上，希臘在分量 0.5、分量 0.75 與分量 0.9 上，盧森堡在分量 0.25 與分量 0.9 上，芬蘭則是在所有分量上，P 值均小於 0.1 為顯著，拒絕虛無假設，具有因果關係，而只有芬蘭在傳統的 Granger 因果關係檢定的結果也為顯著。

4-4 因果關係檢定表-經濟成長率是債務所得比之前因

希臘	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.3167	0.9657
Q25	0.8346	0.4501
Q50	0.8524	0.0450**
Q75	0.4259	0.0204**
Q90	0.3435	0.0689*
傳統的 G-C 檢定	0.2838	0.1271
最大階次為 4，最適落後階次為 1。		最大階次為 4，最適落後階次為 1。

盧森堡	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.3703	0.3112
Q25	0.7461	0.0857*
Q50	0.8858	0.1236
Q75	0.8316	0.1488
Q90	0.5990	0.0818*
傳統的 G-C 檢定	0.627	0.1232

最大階次為 4，最適落後階次為 1。

最大階次為 4，最適落後階次為 1。

芬蘭	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.1534	0.0026***
Q25	0.9825	0.0057*
Q50	0.9927	0.0999*
Q75	0.8649	0.0937*
Q90	0.5441	0.0001***
傳統的 G-C 檢定	0.7851	0.0000***

最大階次為 4，最適落後階次為 2。

最大階次為，最適落後階次為。

註：*、**和***分別代表在 10%、5%和 1%顯著水準下，拒絕虛無假設。
最適落後階次以 SIC(Schwarz information criterion)為選擇標準。

4.3.3 雙向因果關係-經濟成長率與債務所得比互為因果:

表 4-5 第 2 欄(債務所得比不是經濟成長率之前因)分量因果關係檢定的結果，義大利在分量 Q50、分量 Q75、分量 Q90 上及奧地利在分量 Q50、分量 Q90 上結果均顯示為顯著，拒絕虛無假設，表示在這些分量上都是具有因果關係的，而在傳統 Granger 因果關係檢定上的 P 值也均小於 0.1，拒絕虛無假設，表示在均數上也具有因果關係。在表中第 3 欄(經濟成長率不是債務所得比之前因)上，義大利除了在分量 0.9 上有顯著外，在其他的分量上則均不顯著。奧地利的分量因果關係檢定結果上在所有分量上均不顯著，但在傳統 Granger 因果關係檢定上則有顯著，拒絕虛無假設，具有因果關係。

表 4-5 因果關係檢定表-經濟成長率與債務所得比互為因果

義大利	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.3437	0.7129
Q25	0.1393	0.6335
Q50	0.0542*	0.2012
Q75	0.0002***	0.1254
Q90	0.0000***	0.0291**
傳統的 G-C 檢定	0.0002***	0.3205
最大階次為 5，最適落後階次為 2。		最大階次為 5，最適落後階次為 2。

奧地利	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.8527	0.1078
Q25	0.6962	0.3864
Q50	0.0427**	0.5058
Q75	0.2652	0.5608
Q90	0.0383**	0.8969
傳統的 G-C 檢定	0.0546*	0.0607*
最大階次為 4，最適落後階次為 1。		最大階次為 4，最適落後階次為 1。

註：*、**和***分別代表在 10%、5%和 1%顯著水準下，拒絕虛無假設。
最適落後階次以 SIC(Schwarz information criterion)為選擇標準。

3.4 沒有因果關係:

表 4-6 因果關係檢定表-沒有因果關係

英國	債務所得比不是經濟成長率之前因	經濟成長率不是債務所得比之前因
Q10	0.6663	0.3334
Q25	0.9266	0.1541
Q50	0.9755	0.1932
Q75	0.8805	0.8752
Q90	0.3432	0.1556
傳統的 G-C 檢定	0.8195	0.3058
最大階次為 4，最適落後階次為 2。		最大階次為 4，最適落後階次為 2。

註：*、**和***分別代表在 10%、5%和 1%顯著水準下，拒絕虛無假設。
最適落後階次以 SIC(Schwarz information criterion)為選擇標準。

英國不論是傳統的 Granger 因果關係檢定或者是分量因果關係檢定上的 P 值均大於 0.1，結果顯示為不顯著，接受虛無假設，表示不具有因果關係。

4.4 分量迴歸分析

基於因果關係檢定只能看出兩變數間是否具有因果關係，但無法看出變數間影響的方向與大小，所以本小節將採用 Koenker and Bassett(1978)所提出的分量迴歸方法(Quantile regression)，來估計各種條件分配之分量函數，分析在不同分量上債務所得比對經濟成長率或經濟成長率對債務所得比之影響效果。所選定之分量位置與前一小節相同(都為 0.1、0.25、0.5、0.75、0.9)。本小節在實行分量迴歸分析前，先將各個變數都減去其平均值，所得出的常數估計值可用來衡量衝擊的大小。

首先，分別將各個國家依照債務所得比是經濟成長率之前因、經濟成長率是債務所得比之前因、債務所得比與經濟成長率間互為因果來做區分。其次，進一步觀察在所有分量上、各國的迴歸係數，及常數項(β_0)的變動情形。常數項的估計值可以表示為在不同的分量上所面對的衝擊量，所以在本文中我們可以將正衝擊量解釋成能讓經濟成長率(債務所得比)增加的債務(經濟)衝擊，而負衝擊量則解釋為讓經濟成長率(債務所得比)減少的債務(經濟)衝擊。最後，觀察 β_1 在不同分量下的估計結果， β_1 表示在第 τ 個分量下，債務所得比(經濟成長率)對經濟成長率(債務所得比)的影響程度。

表 4-7 中三個國家分別是美國、愛爾蘭、日本的債務所得比對經濟成長率之分量迴歸估計。整體而言，所有國家在高分量(0.75、0.9)的位置上，常數項的估計值均為正值，在低分量(0.1、0.25)的位置上均為負值。為更詳盡的檢視各國衝擊的大小，以絕對值來說，表中在兩端的位置(0.1 和 0.9)上均呈現較大，且所有國家都呈現為 U 字形的現象。另外在 β_1 部分，可以看出債務所得比與經濟成長率間，除了美國在低分量(分量 0.1)上為正向關係以外，在其他分量上皆為負向關係。就整體而言，表中的 3 個國家(美國、愛爾蘭、日本)，在 10%的顯著水準下其影響的程度在高分量(分量 0.75、0.9)的位置上，除愛爾蘭在分量 0.9 以外，均顯著異於零。詳細來說，愛爾蘭除在分量 0.9 上不顯著，在其他分量上皆有顯著。日本則只在分量 0.1 上不顯著，其他分量上皆有顯著。

其中有關於日本在各分量除了在分量 0.1 上，其餘皆都有著很大程度的負向影響，原因在猜測上可能是如曾銘宗(2013)所提到，在近 20 幾年來，日本因為景氣一直處於低迷狀態，在財政收入方面難以有效增加，加上日本人口逐漸呈現高齡化，年金及社會福利保障上的財政支出急遽增加，以致於財政一再惡化，導致政府必須大量舉債來募集資金，就演變成景氣回升的速度趕不上政府債務增加的速度。

表 4-8 三個國家分別是希臘、盧森堡及芬蘭的經濟成長率對債務所得比之分量迴歸估計。常數項部分，在高分量位置 (0.75、0.9) 上所有國家均呈現正值，在低分量位置(0.1、0.25)上均為負值，且在兩端位置(0.1 和 0.9)取絕對值，也都呈現為 U 字形狀態。此外，由表 4-8 可以看到這三個國家中，經濟成長率對債務所得比之關係除了芬蘭在分量 0.1 上為正向關係以外，其餘都皆為負向關係。影響程度方面，希臘在中分量(分量 0.5)及高分量(分量 0.75、0.9)上有顯著。盧森堡及芬蘭只在中分量(分量 0.5)上有顯著，其餘分量上皆無顯著，在影響程度上的結果為分歧。

值得一提的是希臘在高分量上都有著很強的負向影響，原因猜測可能是受到歐債危機的影響，歐盟各國都紛紛採取了財政緊縮性政策。如希臘在五年內削減了 143.2 億歐元的公共支出，並計畫在這五年內增加稅收 140.9 億歐元及裁減三萬名國營企業員工。財政支出的緊縮，在加上因景氣不好而裁員和削減福利等因素，導致民間消費及投資減少，也就無法有效的提振經濟，景氣持續低迷，在財政收入上也沒辦法大幅增加，勢必還是要透過舉債方式來募集資金來做為財政支出的用途，也就變成在景氣低迷的情形下持續舉債，使得財政狀況持續惡化。

表 4-9 與 4-10 為義大利和奧地利之分量迴歸估計，在前一小節這兩個國家在因果關係檢定上的結果顯示為雙向因果關係，所以在作迴歸分析前，因考慮到內生性變數的問題，故將被解釋變數以落後一期來作處理。結果顯示，影響的方向都為負向關係。影響程度上，債務所得比對經濟成長率之影響程度，義大利在所有分量上皆有顯著異於零。奧地利只在高分量(分量 0.75、0.9)上有顯著。在經濟成長率對債務所得比方面，義大利在所有分量上也都有顯著。奧地利在低分量(0.1、0.25)上及分量 0.9 上有顯著，在分量 0.5 及分量 0.75 上則無顯著。

表 4-7 債務所得比對經濟成長率之迴歸估計 $EG_t = \beta_0 + \beta_1 DR_t + \varepsilon_t$

國家		分量(τ)				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
美國	常數項	-2.971	-0.927	0.567	1.324	1.749
	p-value	0.0002***	0.0891*	0.1157	0.0002***	0.000***
	β_1	0.006	-0.008	-0.026	-0.044	-0.050
	p-value	0.794	0.641	0.145	0.006***	0.001***
愛爾蘭	常數項	-3.420	-1.689	-0.205	2.302	4.804
	p-value	0.000***	0.008***	0.7639	0.0062***	0.000***
	β_1	-0.038	-0.039	-0.042	-0.043	-0.039
	p-value	0.059*	0.008***	0.040**	0.006***	0.377
日本	常數項	-3.533	-1.077	0.175	1.418	2.975
	p-value	0.0001***	0.0209**	0.7018	0.0028***	0.000***
	β_1	-0.000	-0.019	-0.017	-0.021	-0.028
	p-value	0.992	0.015**	0.010**	0.000***	0.000***

註：*、**、***分別表示在 10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 4-8 經濟成長率對債務所得比之迴歸估計 $DR_t = \beta_0 + \beta_1 EG_t + \varepsilon_t$

國家		分量(τ)				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
希臘	常數項	-53.966	-36.502	4.952	33.527	41.264
	p-value	0.000***	0.009***	0.615	0.002***	0.000***
	β_1	-1.200	-4.025	-8.166	-5.326	-4.878
	p-value	0.666	0.249	0.000***	0.025**	0.015**
盧森堡	常數項	-5.321	-3.922	-1.741	1.542	9.278
	p-value	0.000***	0.000***	0.072*	0.225	0.000***
	β_1	-0.308	-0.215	-0.503	-0.366	-0.411
	p-value	0.210	0.467	0.034**	0.127	0.738
芬蘭	常數項	-21.674	-15.729	-6.086	17.363	24.290
	p-value	0.000***	0.001***	0.202	0.001***	0.000***
	β_1	0.006	-0.935	-2.660	-1.475	-0.448
	p-value	0.997	0.431	0.058*	0.475	0.750

註：*、**、***分別表示在 10%、5%、1%顯著水準下顯著。

4-9 債務所得比對經濟成長率之迴歸估計 $EG_t = \beta_0 + \beta_1 DR_{t-1} + \varepsilon_t$

國家		分量(τ)					
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	
義大利	常數項		-2.662	-1.237	0.303	1.108	2.107
	p-value		0.000***	0.004***	0.420	0.001***	0.000***
	β_1		-0.041	-0.038	-0.055	-0.056	-0.055
	p-value		0.011**	0.009***	0.000***	0.000***	0.000***
奧地利	常數項		-2.389	-1.114	0.204	1.385	1.816
	p-value		0.000***	0.042**	0.592	0.000***	0.000***
	β_1		0.011	-0.020	-0.035	-0.036	-0.051
	p-value		0.671	0.580	0.101	0.044**	0.001***

註：*、**、***分別表示在 10%、5%、1%顯著水準下顯著。

4-10 經濟成長率對債務所得比之迴歸估計 $DR_t = \beta_0 + \beta_1 EG_{t-1} + \varepsilon_t$

國家		分量(τ)				
		0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
義大利	常數項	-35.455	-17.766	6.681	16.653	27.253
	p-value	0.000***	0.022**	0.152	0.000***	0.000***
	β_1	-4.573	-6.869	-10.110	-9.798	-9.262
	p-value	0.068*	0.001***	0.000***	0.000***	0.000***
奧地利	常數項	-24.763	-12.201	5.989	15.410	18.954
	p-value	0.000***	0.021**	0.161	0.000***	0.000***
	β_1	-4.070	-6.562	-3.651	-4.625	-5.504
	p-value	0.031**	0.000***	0.203	0.170	0.076*

註：*、**、***分別表示在 10%、5%、1%顯著水準下顯著。

5. 結論

本文共採計九個 OECD 國家，想探討出政府的債務所得比是否會影響經濟成長率，與以往文獻上不同的做法是，本研究主要的貢獻在於針對此項議題做出以下方法，先是採用分量因果關係檢定為主，傳統的 Granger 因果關係檢定為輔，旨在觀察在不同國家的平均數以及各條件分配上的表現有無因果關係。結果發現本研究分析 OECD 中的九個國家資料，依照國家的不同與樣本期間的長短而產生不同的結果，變數間因果(領先-落後)關係的結果總共可以歸納為四種，第一，政府債務為經濟成長率的前因有三個國家分別為美國、愛爾蘭、日本。第二，經濟成長率為政府債務的前因也各三個國家分別為希臘、盧森堡、芬蘭。第三，政府債務與經濟成長率之間為雙向因果關係有兩個國家分別為義大利、奧地利。第四，無因果關係有一個國家為英國。

當確定變數間因果(領先-落後)關係之後，接著使用分量迴歸方法(quantile regression)來探究在不同的分量位置的迴歸係數，及常數項的變動情形，目的是為了知道政府債務與經濟成長率之間影響的方向及程度。分量迴歸估計出的結果，常數估計值可衡量衝擊大小，在此我們可以表示為在不同分量上所面對的衝擊量，本研究將正衝擊量解釋成能讓經濟成長率(債務所得比)增加的債務(經濟)衝擊，而負衝擊量則解釋為讓經濟成長率(債務所得比)減少的債務(經濟)衝擊，在分量迴歸實證的結果發現，不論是債務所得比為經濟成長率之前因或經濟成長率為債務

所得比之前因，在高分量(0.75、0.9)的位置上，常數項的估計值均為正值，在低分量(0.1、0.25)的位置上均為負值。且常數估計值以絕對值來說，表中在兩端的位置(0.1 和 0.9)上均呈現較大，所有國家都呈現為 U 字形的現象。

最後，檢視 β_1 在不同分量下的估計結果， β_1 表示在第 τ 個分量下，債務所得比(經濟成長率)對經濟成長率(債務所得比)的影響程度。雖然在各條件分配上的係數幾乎都為負向影響，但就影響程度上並不是在各分量位置上的 P 值都為顯著異於零，雖然在迴歸估計上顯示為不顯著，但實際上還是有著一定程度的負向影響，只是在 10% 的顯著水準下未達顯著標準。

針對這九個國家使用了分量因果關係檢定及分量迴歸後，各個國家所得出的結果大不相同，猜測的原因可能是在政策上，每個國家在面對經濟壓力時所採取的財政政策也大不相同，從而導致出不一樣的局面。

最後本研究的研究限制有二點，第一是樣本資料的期間長度過於短缺，而篩選掉多數 OECD 國家，導致可採用的國家數量為九個；第二是各國樣本數量不一致，不同國家所收集到的資料期間並不相同，所收集的樣本個數的影響也會反映到驗證方法上，可能會因為資料期間過短而導致在分量 0.1 及 0.9 上無法估計，則無法完整的解釋兩變數之間的關係。

參考文獻

1. 中文部分

1. 靖心慈、侯真真(101 年 12 月 6 日)，「全球經濟成長減緩下的歐債問題走向」，國際經濟情勢雙週報，第 1769 期，5-20。
2. 卓惠真(99 年 4 月 1 日)，「世界主要國家政府債務及其影響」，國際經濟情勢雙週報，第 1701 期，5-13。
3. 邱俊榮(2013)，金融海嘯、歐債危機後的財政問題「擲節」抑或「成長」，台灣思想坦克季刊，9 月號，54-61。
4. 「歐債危機對全球經濟金融之衝擊—兼論對台灣之影響」，中央銀行，100.12.22。
5. 彭德明、方耀(99 年 9 月)，「歐洲主權債務危機與歐元區的未來」，國際金融參考資料第六十輯。
6. 曾銘宗 (2013)，「我國債務水準與經濟成長之關係研究」，國立臺北大學企業管理系博士班論文。
7. 徐仁輝，「財政赤字與公共債務法」，主計月報，537 期，59-66。

2. 英文部分

1. Afonso, A. & Jalles, J. T. (2013). "Growth and Productivity: The role of government debt", *International Review of Economics and Finance*, 25, 384-407.
2. AjoVín, M. P., & Navarro, M. S., 2015. "Granger causality between debt and growth: Evidence from OECD countries" *International Review of Economics and Finance*, 35, 66-77.
3. Baum, A., Checherita-Westphal, C., Rother, P., 2013. "Debt and growth: new evidence for the euro area." *J. Int. Money Finance* 32 (C), 809-821.
4. Cecchetti, S., Mohanty, M., Zampolli, F., 2011. "The real effects of debt", *BIS Working Papers*, No. 352.
5. Checherita, C., Rother, P., 2012. "The impact of high and growing government debt on economic growth: an empirical investigation for the euro area." *Eur. Econ. Rev.* 56 (7), 1392-1405.
6. Checherita, C., Rother, P., 2010. "The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth – An Empirical Investigation for the Euro Area." *ECB Working Paper*, No. 1237.
7. Codogno, L., Favero, C., Missale, A., 2003. "Yield spreads on EMU government bonds." *Economic Policy* 18, 505-532.
8. Caner, M., Grennes, T., Koehler-Geib, F., 2010. "Finding the tipping point – when sovereign debt turns bad," *World Bank Policy Research Working Paper*, No 5391.

9. Cochrane, J. H. (2011a): "Inflation and Debt," *National Affairs*, (9), 56–78.
10. Cochrane, J. H. (2011b): "Understanding policy in the great recession: Some unpleasant fiscal arithmetic," *European Economic Review*, 55(1), 2–30.
11. Chuang, C.-C., Kuan, C.-M., Lin, H.-Y., 2009. "Causality in quantiles and dynamic stock return-volume relations." *Journal of Banking and Finance* 33, 1351-1360.
12. Dreger, C., Reimers, H.E., (2013). "Does euro area membership affect the relation between GDP growth and public debt?" *J. Macroecon.* 38 (PB), 481–486.
13. Egert, B. (2015). "Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality?" *Journal of Macroeconomics*, 43, 226-138
14. Elmeskov, J., Sutherland, D., 2012. "Post-crisis debt overhang: growth and implications across countries." OECD Economics Department mimeo.
15. Herndon, T. & Ash, M., & Pollin, R. (2013) "Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff." *Political Economy Research Institute*, Number 322.
16. Koenker R. and Bassett G. (1978). "Regression Quantiles", *Econometrica*, Vol.46, No.1, 33-50.
17. Lof, M. & Malinen, T. (2014) "Does sovereign debt weaken economic growth? A panel VAR analysis." *Economics Letters*, 122, 403-407
18. Padoan, P.C., Sila, U., van den Noord, P., 2012. "Avoiding debt traps: financial backstops and structural reforms." *OECD Economics Department Working Paper*, No. 976.
19. Panizza, U. & Presbitero, A.F., 2014. "Public debt and economic growth: Is there a causal effect?" *Journal of Macroeconomics*, 41, 21-41.
20. Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2010a). "Growth in a Time of Debt." *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 100.
21. Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S. (2010b). "Growth in a Time of Debt. Working Paper 15639." *National Bureau of Economic Research*.
22. Saint-Paul, G. (1992). "Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model," *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1243-1259.
23. Teles, K.V. & Mussolini, C.C. (2014) "Public debt and the limits of fiscal policy to increase economic growth." 66, 1-15.