

網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度之長期均衡關係

-臺灣實證研究

The Long-run Equilibrium Relationship between the Internet and Economic Growth, Financial Development and Trade Openness - An Empirical Study of Taiwan

李政峯¹

國立高雄應用科技大學 企業管理系 教授

jflee@kuas.edu.tw

楊淳閱²

國立高雄應用科技大學 企業管理系 研究生

chlien@mail.ksu.edu.tw

摘要

在過去 20 年間，隨著網際網路快速發展與普及所帶來之效益與便利性日益居增，雖然，亦成為全球與社會發展之重要動力，那是否也有助於推動總體經濟之經濟成長、金融發展與貿易開放程度之主要動力。故本研究以時間序列之分析，探討臺灣之網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度之間是否存在長期穩定關係與其因果關係，以及探究網際網路與臺灣經濟發展兩者之間的關係。

資料期間為臺灣2000年至2017年網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之四項數據，共計17年之月資料進行實證分析，採用時間序列之單根檢定、共整合檢定及Granger因果關係檢定等研究方法，實證結果顯示，經由單根檢定確認本研究網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值四變數均為非定態，之後透過Johansen最大似估計法與Engle-Granger的兩階段分析法之共整合分析，發現網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之間皆具有長期之均衡關係，再以Granger因果關係檢定來分析，發現網際網路使用人口與貨幣供給、貿易進出口總值之間均不具有雙向之因果關係存在，但網際網路使用人口與國內生產毛額為單向因果關係，即表示網際網路使用人口，對國內生產毛額具有影響。

關鍵詞：網際網路、經濟成長、金融發展、貿易開放程度、單根檢定、共整合檢定、Granger 因果關係

Keywords: Internet, Economic Growth, Financial Development, Trade Openness, Unit Root test, Cointegration Test, Granger Causality Test

1. 緒論

1.1 研究背景

21 世紀因資訊社會的來臨而邁入屬於一個網際網路新世紀「E 世代」(夏鑄九, 1998)。由於網際網路存有無窮資訊，且可容易提取，不但突破傳統媒體限制，也吸引網際網路使用者日漸增加，因此，網際網路由便利於工作的工具，逐漸到人類各項活動的領域中，而其對各項活動或領域的相互作用會呈倍數成長，並會創造新的傳播模式(莊立文, 2008)。

網際網路(internet)的誕生與廣泛的應用，在過去 20 年裡，擴張鼓勵了各種經濟研究之結果，對於全球經濟亦產生重大影響，從提高技術生產力到增加國外直接投資；從通貨膨脹到政治經濟問題；從腐敗到民主自由問題和灰色經濟(Elgin, 2013; Sassi and Goaid, 2013)。從更廣泛之角度來看，網際網路之普及和用途已是資訊和通信技術革命的一部分，各國政府，無論是在已開發國家或開發中國家，網際網路對其經濟產生巨大的成長力，許多國家政府

也已大規模採取國家使用網際網路的成長政策。

根據美國新經濟的經驗顯示(Bart van Ark et al, 2002)，網際網路或資訊通訊技術與國家的經濟能力互相影響，國家之各項經濟指標(如：通貨膨脹率、就業率、勞工比、失業人口總數、生產力、貧富差距等)和網際網路或資訊通訊技術有著某種程度之關聯。

1.2 研究動機與目的

本研究主要探討臺灣之網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度之長期均衡關係。從過去 20 年間，網際網路之連結與使用，對社會之經濟影響與日俱增，也已經成為全球共同之趨勢。

經濟合作暨發展組織(OECD)所發布之「2012 年網路經濟展望(Internet Economy Outlook 2012)」報告指出，於西元 2001 至 2011 年間，網際網路之發展使得美國每人 GDP 提升累計達 13,890 美元，顯示網路經濟已經成為推動經濟成長與社會福祉之主要動力。於西元 2012 年根據麥肯錫公司之評估，臺灣網路生態體系成熟度高，是網路經濟活動貢獻不斷提升之主要原因，並且，於西元 2010 年臺灣之網路經濟占 GDP 比率 5.4%。就國際比較而言，西元 2009 年臺灣網路經濟已經占 GDP 比率 5.06%，在 23 個研究對象國家中，名列第 4，僅低於以色列、瑞典與英國，較先進國家平均水準 3.4%高出 1.66 個百分點，至西元 2010 年再度提升至 5.4%，因此，網路使用情形與經濟發展之間似乎有某種程度之相關，以此作為本研究之動機。

與網路相關財貨之貿易是促進臺灣網路經濟發展之主要動力，其次是民間消費(包括 B2B、B2C 等電子商務)。麥肯錫公司指出，臺灣民間消費對網路經濟之貢獻增加，主要受惠於國內優質網路銷售環境。估計臺灣網路使用者平均每人每月消費者福利之貨幣價值為 26 美元(全國平均每年消費者福利之貨幣價值約 40 億美元)，略低於英國(28 美元)，與美國相當，由此顯示便捷之網際網路設施與服務，對於提升臺灣之經濟發展有某種程度之助益。

世界各國均積極投資寬頻網路建設，厚植經濟發展能量。政府在「黃金十年 國家願景」計畫中「全面建設」願景項下之「便捷生活」施政主軸，亦積極推動「數位匯流發展方案(2010-2015 年)」，致力建構完善之網際網路發展環境，並且，實施「國家資通訊發展方案(101-105 年)」，建設臺灣成為安心、便利、健康、人文之優質網路社會。經濟合作暨發展組織(OECD)亦指出，網際網路之快速發展與商業化，不僅帶動資訊與通信科技(ICT)與產業之融合，亦可能影響一國經濟活動之成長與分配。

基於上述，網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度之長期均衡關係，一直是許多國家重視之議題，因此，本研究之主要研究目的分為以下幾項：(1)探討網際網路與臺灣經濟發展兩者之間的關係；(2)以時間序列方法，探討臺灣之網際網路與經濟成長、金融發展和貿易開放程度是否存在長期穩定關係，並討論其因果關係；(3)提出研究結論與建議以提供學界或我國政府機構參考之用。

2. 文獻探討

2.1 網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度：理論與實證

網際網路運用資訊分散方式，在市場中亦越來越依賴資訊輸入。現代理論的內生經濟成長(Lucas 1988; Romer 1986, 1990; Aghion and Howitt, 1998; Barro, 1998)，透過網際網路加速經濟成長，並促進發展和企業創新之過程。在現代理論的內生經濟成長表示，網際網路技術的到來讓現代通信網路的成長效應會有不同以往的品質，網際網路的使用可能會加速思想、資訊、促進競爭、發展新產品、流程和商業模式，從而進一步促進宏觀之經濟成長。

Romer(1986, 1990)提出內生成長模型產生的想法和資訊分佈是經濟成長的關鍵(Lucas, 1988; Romer 1990; Aghion and Howitt, 1998)。因此，使用網際網路大規模的成長，也許會影響到創造知識經濟的創新能力、開發的新產品和流程，以促進商業模式的經濟成長。此外，廉價的信息傳播可以採用新技術，以促進經濟的成長(Nelson and Phelps, 1966; Benhabib and Spiegel, 2005)。這也表明各企業和地區的知識溢出效應可能構成另一種管道，一般是資訊技術和網際網路的使用，特別是影響經濟成長效益。

網際網路與現代人類生活密不可分，亦為全球經濟與社會發展的重要動力。麥肯錫全球研究院(MGI)在 2011 年 5 月法國巴黎首屆 G8 國家電子論壇(e-G8 Forum)提出的實證研究評估報告中指出，過去 15 年間，隨著網際網路的快速發展與普及，網際網路已成為推動經濟成長及提高每人 GDP 的重要動力，且其效益愈加擴大。麥肯錫全球研究院(MGI)針對 G8 等 13 個國家(占全球 GDP 比率超過 70%)進行的估計顯示，西元 2009 年網際網路對經濟的貢

獻高於農業及公用事業；同時，網際網路也兼具促進就業、提升生產力及增進國民福利等效益。麥肯錫全球研究院(MGI)報告指出，網際網路帶動的總體經濟效益如下：

(一)對經濟成長貢獻大：

西元 1995 至 2009 年間網際網路對 13 個國家經濟成長年平均貢獻率為 7%，其中 2004 至 2009 年為 11%。此外，2009 年 13 個國家網際網路對 GDP 的貢獻達 1.38 兆美元，占其 GDP 的 3.4%；若將網際網路視為一個產業，則其占 GDP 比率高於農業(2.2%)及公用事業(2.1%)。MGI 以此為基準，估計全球網際網路對全球經濟貢獻約 1.67 兆美元，占全球 GDP 的 2.9%。

(二)對貨幣供給之影響：

(1)基礎貨幣是貨幣供給的源泉，貨幣供給量可以數倍於基礎貨幣，我們稱這個倍數為貨幣乘數，它可以表示為： $(d: \text{活期存款法定準備金率, 由中央銀行決定}; t: \text{定期存款法定準備金率, 由中央銀行決定}; e: \text{超額準備金率, 由商業銀行決定}; c: \text{現金漏損率, 由社會公眾決定}; t: \text{定期存款率, 由社會公眾決定})$ 。由此可見，貨幣乘數是由中央銀行、商業銀行和社會公眾共同決定的。網際網路與金融的發展使社會公眾的現金使用量減少，從而使商業銀行能夠減少超額準備金的持有量，因而 e 會呈減少趨勢。最後，人們不斷增加網際網路與金融產品和貨幣的持有量而減少現金的持有量，導致 c 不斷下降。為了獲得更多的利息收益，網際網路與金融的發展會減少人們對活期存款的需求，使定期存款比重 t 呈上升趨勢。這些因素的相互作用將推動貨幣乘數增大，基礎貨幣的貨幣創造能力增強。

(2)貨幣流通速度加快，利率波動加劇。較長時間以來，我國貨幣流通速度都呈下行趨勢，網際網路與金融的發展對貨幣的流通速度產生了重要影響。根據貨幣數量論，網際網路與金融的替代作用使得利用現金進行交易的次數減少，因而對傳統貨幣的需求減少。一方面，流通中通貨的減少加快了貨幣的流通速度，貨幣流通速度提高可能增強通脹對貨幣供給的敏感度；另一方面，網際網路貨幣在信用創造方面的作用，又使得對貨幣的需求處於不穩定狀態，導致利率波動。根據凱恩斯的貨幣需求理論，貨幣需求與利率直接相關，利率的波動反過來又導致貨幣需求的不穩定。無論認為貨幣流通速度的穩定與否，現代化的網絡支付體系和網際網路貨幣的出現加快了貨幣的流通速度和加劇了利率的波動。因此，增大了貨幣需求量的計量難度。

Frehund and Weinhold(2002)考察網際網路服務和貿易的影響，發現它們之間呈現顯著重要關係。Choi(2003)研究網際網路影響外國直接投資 14 個來源國和 53 個東道國成立一個小組使用的資料。研究應用跨國回歸方程重力的外國直接投資，研究結果表明在東道國網際網路使用者總數提出 10%增加外國直接投資流入量 2%。Frehund and Weinhold(2004)認為，網際網路對雙邊貿易的重要影響。運用兩個時間序列和交叉截面回歸的 53 個國家樣本，發現網際網路刺激貿易的流動，網際網路降低了特定市場的固定成本，進一步促進進出口成長。

3. 研究方法

本研究主要探討臺灣網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度之長期均衡關係，採用臺灣於西元 2000 年至 2017 年之網際網路使用人口數、國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之資料進行實證分析。首先以單根檢定(Unit Root Test)方法，檢定本研究資料臺灣之網際網路使用人口數、國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值是否呈現定態(Stationary Process)；若序列呈現非定態(Non-stationary)，接著再以共整合檢定方法檢測四變數間是否具有長期穩定均衡之關係，並且，進行向量誤差修正模型(VECM)來觀察變數間之短期互動，最後以 Granger 因果關係檢定，檢定變數間之因果關係。

3.1 單根檢定

一般時間序列的性質可區分為定態(stationary)和非定態(nonstationary)。時間數列若為一隨機移動的過程，則此隨機過程之機率分配會隨時間的改變而改變，當外生衝擊(exogenous shocks)發生時，對該變數的影響為恆久(permanent)，亦即隨著時間的經過，此一數列並不會回到其原來平均值，對於時間序列的影響將永遠存在，則稱此變數為非定態時間數列或具有單根；反之，若其分配不會隨著時間的經過而改變者，或說外生衝擊僅有短暫的效果，經過一段時間會逐漸返回至原來水準，則稱之為定態時間數列或不具有單根，定態時間序列中產生的衝擊事件為暫時性的，衝擊將隨時間慢慢地消逝，並且，收斂至長期均衡水準。因為 Nelson and Plosser(1982)指出，大多數的總體時間數列為非定態數列，必須先對其是否為定態的問題加以處理，在定態的時間數列，才符合傳統漸近分配理論，

其各項相關的檢定才正確，因此在進行時間序列分析之前，必須先確定數列為定態還是非定態。

經由單根檢定可確定時間序列為定態與否，因此本研究採用傳統之 ADF 單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller Test)、DF-GLS 單根檢定法(Dickey-Fuller Test)、PP 單根檢定(Phillips-Perron Test)、KPSS 單根檢定(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)，並輔以檢定力較高之 NP 單根檢定法(Ng-Perron Test)來進行單根檢定，以提昇檢定之正確性。

3.1.1 ADF 單根檢定法

Dickey-Fuller test(DF 檢定)為單根檢定之始祖，其重要假設為誤差項須符合白噪音(white noise)，若數列中含有自我迴歸與移動平均時，模型的誤差項就會存在序列自我相關的現象，違反誤差項須符合白噪音。為修正此情況，Said and Dickey(1984)提出 Augmented Dickey-Fuller 檢定，允許誤差項為恆定、可逆(invertible)的 ARMA(p, q) 過程，讓 DF 單根檢定的迴歸式中納入了應變數的差分落後項，使誤差項符合白噪音，消除誤差項的序列相關(serial correlation)。ADF 單根檢定加入了 Δy_t 的落後項來消除數列相關，其估計模型有下列三種類型：

1. 模型一：不含截距項(drift term)及時間趨勢項(time trend)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

2. 模型二：含截距項(drift term)、不含時間趨勢項(time trend)

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

3. 模型三：含截距項(drift term)及時間趨勢項(time trend)

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 Δ 為一階差分， α 為截距項， t 為時間趨勢項， p 為最適落後期數， $\sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i}$ 為最適落後項， ε 為誤差項。欲檢定的假設如下：

$$H_0 : \rho = 0 \text{ (} y_t \text{ 具有單根，為非恆定的時間數列)}$$

$$H_1 : \rho < 0 \text{ (} y_t \text{ 不具有單根，為恆定的時間數列)}$$

在進行單根檢定之前，需對模型設定最適落後期數，以使得殘差項通過白噪音檢定，而後再對其 ρ 值進行檢定。若 ρ 顯著異於零，則為拒絕單根的虛無假設，亦即變數為恆定的數列；反之，則為無法拒絕單根的虛無假設，即變數為非恆定的數列。如果變數的水準值為非恆定的數列，我們將對變數取一階差分，再予以檢定，結果若拒絕虛無假設，則認定變數為 I(0) 的時間數列。ADF 檢定法對於最適落後期數的選定亦非常重要，若期數較長，size 會較穩健，但檢定力(power)會降低；反之若期數較短，則檢定力(power)會較高，但 size 會較差。一般期數之選定，可利用訊息準則，如 AIC、SBC 或 MAIC 決定之，先設定最大階次，再根據訊息準則來挑選最適的階次。

3.1.2 DF-GLS 單根檢定

由 Elliott, Rothenberg, and Stock(1996)提出 DF-GLS 檢定，與 ADF 檢定不同之處，DF-GLS 檢定首先以 GLS 法去除固定趨勢，之後再採用下列 ADF 迴歸式進行估計：

$$\Delta y_t^d = \pi y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 y_t^d 為去除趨勢後的數列。

虛無假設為序列存在非恆定現象，即是：

$$H_0 : \pi = 0, H_a : \pi < 0 \text{ (左尾檢定)}$$

以 t-統計量檢定上述假設，其中最適落後期選擇需搭配修正 AIC (modified AIC, MAIC)或修正 SIC(modified SIC,MSIC)，DF-GLS 檢定的漸近分配與 ADF 檢定相同。

3.1.3 Phillips-Perron 單根檢定

Phillips 和 Perron (1988) 提出了另外一種的單根檢定，同時考量殘差項存在異質性以及序列自我相關的情形，Phillips 和 Perron 的檢定法(簡稱為 PP 檢定)是使用了 AR(1) 的模型，與 ADF 檢定所使用之 AR(p) 模型不同，因此 PP 檢定的迴歸方程式依資料形態可以分為下面三種形式來檢定：

1. 模型一：不含截距項(drift term)及時間趨勢項(time trend)

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

2. 模型二：含截距項(drift term)、不含時間趨勢項(time trend)

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

3. 模型三：含截距項(drift term)及時間趨勢項(time trend)

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \theta \left(t - \frac{1}{2} T \right) + u_t \quad (7)$$

其中 α 表示為截距項， t 表示為時間趨勢項， T 為樣本的觀察數， u_t 的期望值為0，也就是 $E(u_t) = 0$ ，但 u_t 不一定要符合無序列自我相關和同質性等條件，PP 檢定允許殘差項 u_t 可以是弱相依性和異質性的，因此，PP檢定修正了在DF檢定中 β 的檢定式，與DF 檢定有相同的漸近分配，因此，仍可以利用DF檢定所推導出的分配以及臨界值，其虛無假設為 $H_0: \rho < 1$ (序列具有單根)，對立假設為 $H_1: \rho < 1$ ，和DF的檢定假設相同，因此，若是檢定結果為不拒絕虛無假設，則表示具有單根性質，反之若是檢定結果為拒絕虛無假設，則表示為不具有單根之特性。

3.1.4 KPSS 單根檢

KPSS單根檢(Kwiatkowski-Phillips-Schmide-Shin)相較於ADF、PP單根檢定的虛無假設為「模型具有單根」，可能因為實證的檢定力較弱而造成型II誤差(Type II error) 的機率較高，因此，Kwiatkowski et al.(1992)提出KPSS檢定，考慮以下模型：

$$Y_t = \psi + \delta t + \zeta_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中 ε_t 為一個stationary process， $\zeta_t = \zeta_{t-1} + v_t$ ， $v_t \sim i.i.d(0, \sigma_v^2)$ ，虛無假設為 $H_0: \sigma_v^2 = 0$ 或 ζ_t 為常數。其KPSS檢定統計量為：

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{S_T^2} \quad (9)$$

其中 $S_T^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t + 2T^{-1} \sum_{t=1}^T \omega_{Tt} \sum_{t=T+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-T}$ 為長期變異(longrun variance, $\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2)$) 的一致估計式， ω_{Tt} 加權函數則採用Newey and West(1987) 建議的Bartlett window準則來建構。

KPSS推導出LM檢定統計量的極限分配並模擬出臨界值表，此檢定為右尾檢定，若檢定統計量大於臨界值時，則拒絕虛無假設，表示序列具有非定態性質；反之，若檢定統計量小於臨界值時，則無法拒絕虛無假設，表示序列為定態。

3.1.5 Ng-Perron 單根檢定

ADF 檢定雖然是最常用的單根檢定，但其檢定力在真正 AR(1)係數很接近 1 時非常低，即 ADF 檢定犯型 II 誤差的機率很高，實際為恆定時間數列，卻無法拒絕具有單根的虛無假設。一般而言傳統的單根檢定法中，可能會產生兩個問題：其一當自我迴歸多項式 AR(p)的解(root)相當接近且數值接近 1 時，將導致檢定力(power)不足；其二當一階差分序列的移動平均多項式 MA(1)的殘差項為負根且數值很大時，會產生型一誤差扭曲的問題(size distortions)。因此，NP 單根檢定法解決了傳統單根檢定可能發生的問題。Ng and Perron(1996)建構了三個檢定統計值 MZ_α ， MZ_t ， MSB 。

Ng-Perron 之檢定統計量如下：

$$M Z_\alpha = (T^{-1} y_T^2 - S_{AR}^2) [2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2]^{-1} \quad (10)$$

$$M Z_t = M Z_\alpha \times M S B \quad (11)$$

$$M S B = [T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2]^{1/2} \quad (12)$$

虛無假設 H_0 : 數列非恆定，

對立假設 H_1 : 數列為恆定。

以上三式之檢定統計量都需要估計 S_{AR}^2 ，而 MZ_α 與 MZ_t 的統計量可以視為 Phillips(1987)與 Phillips and Perron(1988)的 Z_u 與 Z_T 檢定之統計量進一步修正。

為適合小樣本的單根檢定，本研究採用 Ng and Perron(2001)發展出之單根檢定法中的 MZ_α^{GLS} ，修正傳統的 ADF 單根檢定之 Z 統計量，用來檢定變數之單根情形。

本研究擬採用上述 ADF 單根檢定、DF-GLS 單根檢定、PP 單根檢定、KPSS 單根檢定及 NP 單根檢定來檢定變數之單根情形。若接受具有單根的虛無假設，則可以下一小節的共整合檢定，來確定變數間是否存在共整合關係與共整合向量的個數。

3.2 共整合檢定

Engle and Granger(1987)提出共整合理論，指出一組非定態時間序列之線性組合變成定態的序列，此種現象稱為共整合現象，而非定態時間序列假如存在共整合現象時，則虛假迴歸的問題就不存在。當時間序列為非定態時，以傳統的迴歸式如 OLS 或 GLS 來估計變數資料時會產生所謂虛假迴歸的問題，此時，我們可以利用變數差分使其成為定態序列。但如果直接藉由差分的方式來使變數成為定態數列，則可能喪失變數間長期均衡關係。因此必須檢定共整合關係是否存在，以確保不會產生虛假迴歸或喪失變數間長期均衡關係之情形，此即為變數共整合檢定，即數個 $I(1)$ 的非定態序列做了線性組合後，竟然會產生一個 $I(0)$ 的定態序列，表示兩個數列有長期的共同移動關係存在，隱含了這些變數長期而言，具有往「均衡方向調整」的特性。

Nelson and Plosser(1982)研究指出，許多經濟變數的時間序列通常非屬定態的隨機過程，彼此間常存在著共同趨勢(common trend)。Granger(1986)指出兩個或多個整合階次相同的非定態數列，可能存在著一個或多個長期共同趨勢，使得變數間的線性組合能使之成為一定態數列，意味著變數之間存在有長期的穩定均衡關係。

若一組變數全為具有單根之非恆定數列時，需考慮共整合分析，因若變數間不具有共整合現象時，可能產生虛假迴歸，使得檢定結果產生偏誤，所以實證上必須作共整合檢定，以確定數列會不會產生虛假迴歸。共整合的檢定方法主要為兩種，第一種為 Engle-Granger(1987)的兩階段分析法，第二種方法為 Johansen(1988)所提出的最大概似估計法(Maximum Likelihood Approach)。

3.2.1 Engle-Granger 的兩階段分析法

Engle and Granger 指出二個或二個以上單根變數之線性組合可能存在恆定情形，亦即存在長期關係，因此提出兩階段共整合檢定法，並且定義，當 Y_t 的所有數列 $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$ 皆為非恆定 $I(1)$ 且存在一 $(n \times 1)$ 向量 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)'$ ，使 $\beta' Y_t = \beta_1 y_{1t} + \dots + \beta_n y_{nt} + u_t$ ，且 $u_t \sim I(0)$ 恆定，則 Y_t 具有一個共整合關係。

Engle and Granger 認為直接檢定兩個非恆定 $I(1)$ 數列的失衡誤差(equilibrium error) u_t 是否為恆定 $I(0)$ ，當時為解決虛假迴歸的一大突破。

Engle-Granger 的兩階段分析法是於第一階段利用最小平方法(OLS)估計變數的迴歸式，得到殘差，再採用單根檢定來驗證共整合關係，雖然相當簡單，但其缺點為不管變數有幾個，只能允許一個共整合關係，亦無法檢定共整合係數是否符合理論值，且單條方程式估計，須先區分何者為內生變數何者為外生變數，會產生內生性問題，以及兩階段程序可能會不具效率性，因其以第一階段的殘差在第二階段檢定共整合關係以及建構誤差修正模型，在第一階段產生的估計誤差會被帶到下一個階段。

3.2.2 Johansen 的最大概似估計法

Johansen 最大概似檢定法係以 VAR 模型為分析基礎，並同時考慮到變數間之互動關係，可修正 Engle and Granger 提出兩階段共整合檢定法的缺失，Gonzalo(1994)也指出，Johansen 的「最大概似估計法」所所得的參數估計值，具有不偏性、效率性，分配具對稱性。

最大概似檢定法在假設誤差項為常態分配的前提下，考慮了所有可能影響變數之因素，此方法以 VAR 為出發點，以最大概似函數找出體系中共整合向量，並利用最大概似比來同時檢定 n 個變數是否存在共整合關係，並檢定最大共整合關係之間的個數，並可驗證受限制下之共整合向量值之大小。共整合分析之步驟為：

1. 以單根檢定量確定所有變數均為 $I(1)$ 。
2. 執行共整合檢定(Johansen)，確定具有共整合關係，與共整合的個數。
3. 對所有 $I(1)$ 變數(水準值不是差分值)配適向量誤差修正式(VECM)，並估計之。
4. 在 VECM 中解釋並檢定變數的長短期關係。
5. 以 LR 統計量檢定共整合係數是否符合理論值(選擇性)。

以下簡單介紹 Johansen 共整合檢定的程序。N 個 $I(1)$ 變數可寫成下式：

$$\Delta Y_t = \phi D_t + \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (13)$$

長期矩陣 $\Pi = \alpha \beta'$ ， Π 為所有落後項係數的線性組合， $\alpha \beta$ 為 $n \times r$ 矩陣， α 為調整係數，表回復均衡的速度，當係數越大，代表變數在失衡的狀態下，往均衡水準的調整速度越快；而 β 是 r 個行向量， β 也就是共整合向量， ΠY_{t-1} 為誤差修正項，表示變數間的長期關係，當 $\Pi = \alpha \beta'$ 時，即使 Y_t 中的所有變數皆為單根，但是經過線性組合後形成恆定的關係， $\Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k}$ 為各變數的短期動態關係，當個體受到干擾時，各變數脫離均衡時的動態情形。為了得知共整合向量的個數，將利用 Π 的(rank)來檢定變數間共整合向量的個數，是 Johansen 最大概似法中估計與檢定的核心，共有以下三種：

1. 若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則 Π 為零矩陣，代表 VAR 模型中，沒有共整合的關係，意即各變數間不存在長期均衡關係，直接以 ΔY_t 估計 VAR 模型。
2. 若 $\text{rank}(\Pi) = n$ ，則 Π 為全秩(full rank)矩陣， Y_t 為一的恆定數列，直接以 Y_t 估計 VAR 模型。
3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，存在有 r 個共整合向量，使得 Y_t 線性組合變成恆定的時間序列。

Johansen and Juselius(1990)提出兩種不同決定共整合向量個數的檢定統計量：一為跡檢定(Trace test)，另一為最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)。

1. 跡檢定

(1) 檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0 : \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1 : \text{最大共整合階次為 } k \text{ (最多只有 } k \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2) 跡檢定量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln[1 - \hat{\lambda}_i] \quad (14)$$

$\hat{\lambda}_i$ ：特徵根的估計值

T ：觀察值的個數

r ：共整合向量個數

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_{r+k}$ 都會很接近零，則跡檢定量 $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。

2. 最大特性根檢定

(1) 檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0 : \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1 : \text{最大共整合階次為 } r+1 \text{ (最多只有 } r+1 \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2) 最大特性根檢定量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln[1 - \hat{\lambda}_{r+1}] \quad (15)$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會很接近零，最大特性根檢定量 $\lambda_{max}(r, r+1)$ 會很小；反之，在對立假設成立時，此兩種檢定量會較大。

本研究使用 Johansen 之最大概似估計法檢定臺灣之網際網路使用人口、國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值間是否具有共整合之現象，以避免 Engle Granger 兩階段共整合檢定法之缺失，並提高檢定力。

3.3 向量誤差修正模型(VECM)

Engle and Granger 的共整合理論，主要是描述時間序列變數間長期均衡關係，當存在共整合現象時，隱含這些變數長期而言，具有往「均衡方向調整」的特性，亦即在短期時，變數可能因為衝擊產生偏離的現象，但是，這種短期偏離長期均衡的現象，應該會逐漸縮小；這個造成偏離長期均衡得以逐漸縮小的機制，即所謂的誤差修正機能(error correction mechanism)(楊奕農，2009)。若變數間存在共整合關係，且兩個變數為一階整合的情形下，勢必存在誤差修正模型，故將共整合長期均衡關係加入 VAR 模型中，即為向量誤差修正模型(vector error correction model, VECM)。因此本研究以 VECM 模型代替傳統的差分模型，來描述變數間的長短期關係，模型如(16)、(17)、(18)、(19)式表示：

$$\Delta I_t = \alpha_I + \beta_I ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_i \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_i \Delta T_{t-i} + \varepsilon_{It} \quad (16)$$

$$\Delta G_t = \alpha_G + \beta_G ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p f_i \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1}^p g_i \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^p h_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^p i_i \Delta T_{t-i} + \varepsilon_{Gt} \quad (17)$$

$$\Delta M_t = \alpha_M + \beta_M ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p j_i \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1}^p k_i \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^p l_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^p m_i \Delta T_{t-i} + \varepsilon_{Mt} \quad (18)$$

$$\Delta T_t = \alpha_T + \beta_T ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p n_i \Delta I_{t-i} + \sum_{i=1}^p o_i \Delta G_{t-i} + \sum_{i=1}^p p_i \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^p q_i \Delta T_{t-i} + \varepsilon_{Tt} \quad (19)$$

其中： I_t 為網際網路使用人口變數、 G_t 為國內生產毛額變數、 M_t 為貨幣供給變數、 T_t 為貿易進出口總值變數

α_I 、 α_G 、 α_M 、 α_T 為截距項

β_I 、 β_G 、 β_M 、 β_T 為誤差修正項之調整係數

ECT_{t-1} 為誤差修正項

p 為最適落後期數

b_i 、 c_i 、 d_i 、 e_i 、 f_i 、 g_i 、 h_i 、 i_i 、 j_i 、 k_i 、 l_i 、 m_i 、 n_i 、 o_i 、 p_i 、 q_i 為短期之動態調整

ε_{It} 、 ε_{Gt} 、 ε_{Mt} 、 ε_{Tt} 為白噪音

由以上模型可以看出，網際網路使用人口變數 I_t 、國內生產毛額變數 G_t 、貨幣供給變數 M_t 與貿易進出口總值變數 T_t 偏離長期之均衡部分，可由前一期之誤差修正項和前期 I_t 、 G_t 、 M_t 、 T_t 之變化加以解釋。

誤差修正模型藉由誤差修正項(ECT)，將實際值與長期均衡值之間失衡狀況作調整，使得短期動態的模型能夠具有變數間的長期訊息。由於包括了變數的差分項與誤差修正項，可以同時納入變數間的長短期資訊，如此避免了若變數間存在共整合關係時，利用向量自我迴歸模型會造成模型設定錯誤，而漏失長期重要之訊息。

3.4 Granger 因果關係檢定

Granger(1969)提出以預測的角度來檢驗變數間的因果關係，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、Y為兩個相關的變數，當對Y作預測時，除了使用Y過去的數值外，若加入X過去的數值，使得對Y的預測得到更準確之結果，也就降低了原預測誤差，此一現象稱之為X是Y的因，表示X領先Y，即X Granger Causes Y。同理，若Y過去的數值，使得對X的預測更為準確，則Y Granger Causes X。當上述兩種情形同時存在時，即兩個變數互相影響，則稱X和Y有回饋關係(Feedback)；反之，X與Y則是互相「獨立」(independent)。

本研究以前一節 VECM 模型 (16)、(17)、(18)、(19)，來探討短期之下，網際網路使用人口、國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值變動之因果關係，虛無假設如下：

$$H_0 : c_1 = \dots = c_p = d_1 = \dots = d_p = e_1 = \dots = e_p = 0$$

(網際網路使用人口不會「Granger causes」國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值)

$$H_0 : f_1 = \dots = f_p = h_1 = \dots = h_p = i_1 = \dots = i_p = 0$$

(國內生產毛額不會「Granger causes」網際網路使用人口、貨幣供給、貿易進出口總值)

$$H_0 : j_1 = \dots = j_p = k_1 = \dots = k_p = m_1 = \dots = m_p = 0$$

(貨幣供給不會「Granger causes」網際網路使用人口、國內生產毛額、貿易進出口總值)

$$H_0 : n_1 = \dots = n_p = o_1 = \dots = o_p = p_1 = \dots = p_p = 0$$

(貿易進出口總值不會「Granger causes」網際網路使用人口、國內生產毛額、貨幣供給)

檢定統計量：卡方統計量 $\chi^2(v)$

(一)若檢定結果為顯著拒絕虛無假設 $H_0 : c_1 = \dots = c_p = d_1 = \dots = d_p = e_1 = \dots = e_p = 0$ ，且無法拒絕另一虛無假設時，表示網際網路使用人口領先國內生產毛額、貨幣供給與貿易進出口總值。

(二)若檢定結果為顯著拒絕虛無假設 $H_0 : f_1 = \dots = f_p = h_1 = \dots = h_p = i_1 = \dots = i_p = 0$ ，且無法拒絕另一虛無假設時，表示國內生產毛額領先網際網路使用人口、貨幣供給與貿易進出口總值。

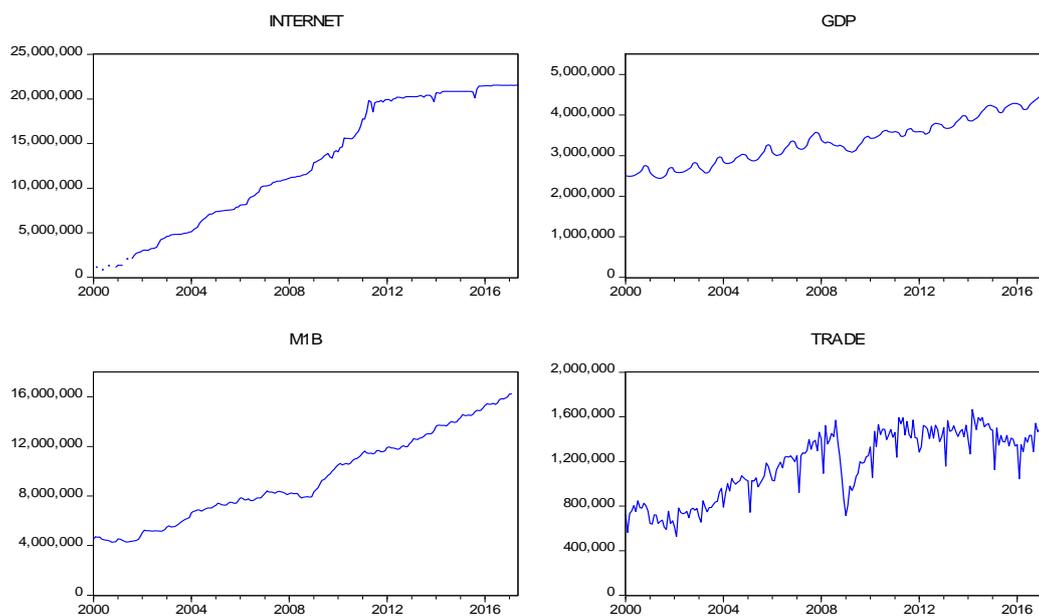
- (三)若檢定結果為顯著拒絕虛無假設 $H_0 : j_1 = \dots = j_p = k_1 = \dots = k_p = m_1 = \dots = m_p = 0$ ，且無法拒絕另一虛無假設時，表示貨幣供給領先網際網路使用人口、國內生產毛額與貿易進出口總值。
- (四)若檢定結果為顯著拒絕虛無假設 $H_0 : n_1 = \dots = n_p = o_1 = \dots = o_p = p_1 = \dots = p_p = 0$ ，且無法拒絕另一虛無假設時，表示貿易進出口總值領先網際網路使用人口、國內生產毛額與貨幣供給。
- (五)若同時拒絕這四項虛無假設，表示網際網路使用人口、國內生產毛額、貨幣供給與貿易進出口總值互為影響，四變數具有雙向回饋關係。
- (六)若無法拒絕這四項虛無假設，則表示變數間相互獨立，亦即網際網路使用人口不會助於國內生產毛額、貨幣供給與貿易進出口總值之預測，反之亦然。

4. 實證分析

4.1 資料概述

本研究所需之臺灣網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度之資料，以財團法人台灣網路資訊中心、AREMOS 經濟統計資料庫與中華民國統計資訊網之統計為基礎，取網際網路使用人口數、國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值四項數據，資料期間從西元 2000 年 1 月至西元 2017 年 4 月，共計 17 年之月資料，共有 208 個觀察值，以下之實證分析均使用 Eviews 計量軟體來完成。

由圖 4-1 所示，臺灣從西元 2000 年起，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值均呈現逐年增加之趨勢，本研究即欲探討臺灣之網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度是否具有長期穩定關係，以評估網際網路與經濟發展間之關係。



註: 1.單位：橫軸為年份(西元)、縱軸為使用人口數與新台幣(百萬元)

圖 4-1 臺灣網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之長期趨勢圖

4.2 單根檢定

為探討臺灣之網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度是否具有長期均衡之關係，需先對網際網路使用人口數、國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值四變數序列資料進行單根檢定，確定資料為非恆定序列，才接續進行共整合檢定，以瞭解網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之長期均衡關係。

本研究以 ADF 單根檢定、DF-GLS 單根檢定、PP 單根檢定、KPSS 單根檢定及檢定力較高之 NP 單根檢定 (MZ_{α}^{GLS}) 五種方式，來檢定變數是否具有單根，以確保結果之可靠性。在模型的選取上，依圖 4-1 四變數之時間序列趨勢圖所示，故本研究單根檢定使用含截距項但無時間趨勢項之檢定模型做測試。

檢定結果如表 4-1 所示，在 ADF 單根檢定下，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之檢定值為 -1.667、0.033、0.364、-1.595，均無法顯著地拒絕非定態之虛無假設；在 DF-GLS 單根檢定下，網際

網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之檢定值為 3.483、1.392、1.481、-0.125，惟有網際網路使用人口在 1%的顯著水準之下拒絕非定態之虛無假設；在 PP 單根檢定下，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之檢定值為-1.658、-0.431、1.272、-2.569，均無法顯著地拒絕非定態之虛無假設；在 KPSS 單根檢定下，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之檢定值為 1.830、1.748、1.793、1.547；均在 1%的顯著水準之下拒絕定態之虛無假設；在 NP 單根檢定 MZa 檢定統計量下，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之檢定值為 0.986、1.825、1.828、-0.825，均無法顯著地拒絕非定態之虛無假設。

整體而言，從上述五種單根檢定法，可以看出檢定結果在 5%之顯著水準下，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值四數列，大多數均無法拒絕具有單根之虛無假設，表示四變數均為非定態之時間數列。接續可以進行下一階段之共整合檢定，以瞭解網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之長期均衡關係。

表 4-1 各變數之單根檢定實證結果

變數	單根檢定法	檢定統計量	P-value
網際網路 使用人口	ADF	-1.667	0.447
	DF-GLS	3.483***	0.006
	PP	-1.658	0.451
	KPSS	1.830***	0.000
	NP(MZa)	0.986	
國內生產毛額	ADF	0.033	0.960
	DF-GLS	1.392	0.166
	PP	-0.431	0.900
	KPSS	1.748***	0.000
	NP(MZa)	1.825	
貨幣供給	ADF	0.364	0.981
	DF-GLS	1.481	0.141
	PP	1.272	0.999
	KPSS	1.793***	0.000
	NP(MZa)	1.828	
貿易進出口總值	ADF	-1.595	0.483
	DF-GLS	-0.125	0.901
	PP	-2.569	0.101
	KPSS	1.547***	0.000
	NP(MZa)	-0.825	

註:1.落後期數：ADF、DF-GLS 依 SIC 準則選取；PP、KPSS 依 Newey-West Bandwith 準則選取；NP 依 MAIC 準則選取。

2.在 5%顯著水準下，NP 的 MZa 臨界值為 -8.100。

3.*、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 下之顯著水準。

4.3 共整合檢定

經由不同之單根檢定法確認研究變數具有單根之性質後，須進行共整合檢定，透過共整合檢定可瞭解網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之間是否達到長期均衡，若檢定結果存在共整合現象，表

示變數間具有長期均衡關係，隱含網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之間長期而言具有往均衡方向調整之特性。

4.3.1 Johansen 的最大似估計法

本研究以Johansen最大似估計法檢定變數間共整合關係，使用Johansen軌跡檢定法與最大特徵根檢定法進行分析，以檢定網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值是否具有長期均衡關係。作共整合檢定時，需決定一最適落後期數以消除殘差項數列自我相關，本研究依據參數精簡原則，採用BIC準則取其值最小者為最適落後期數，在最大階次設定為5情況下，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值最適落後期為3，在模型設定上，選取ECM具截距項、VAR不具截距項之檢定模型，進行共整合向量個數之估計及檢定。

共整合檢定之結果如表4-2所示，網際網路使用人口與國內生產毛額兩變數在 $H_0: r=0$ (無共整合關係) 的跡檢定 (λ -trace) 值為29.440，最大特性根檢定 (λ -max) 值為25.047，統計量均大於5%臨界值，亦即在5%的顯著水準下拒絕虛無假設；而在 $H_0: r \leq 1$ (有一個共整合關係) 之 λ -trace 及 λ -max 值皆為4.394，統計量均小於5%臨界值，亦即在5%的顯著水準下無法拒絕虛無假設，顯示網際網路使用人口與國內生產毛額之間存有一個共整合向量，即兩個變數間，互相具有長期穩定之關係。再者，網際網路使用人口與貨幣供給兩變數在 $H_0: r=0$ (無共整合關係) 的跡檢定 (λ -trace) 值為28.528，最大特性根檢定 (λ -max) 值為25.948，統計量均大於5%臨界值，亦即在5%的顯著水準下拒絕虛無假設；而在 $H_0: r \leq 1$ (有一個共整合關係) 之 λ -trace 及 λ -max 值皆為2.579，統計量均小於5%臨界值，亦即在5%的顯著水準下無法拒絕虛無假設，顯示網際網路使用人口與貨幣供給之間存有一個共整合向量，即兩個變數間，互相具有長期穩定之關係。最後，網際網路使用人口與貿易進出口總值兩變數在 $H_0: r=0$ (無共整合關係) 的跡檢定 (λ -trace) 值為36.050，最大特性根檢定 (λ -max) 值為24.937，統計量均大於5%臨界值，亦即在5%的顯著水準下拒絕虛無假設；而在 $H_0: r \leq 1$ (無共整合關係) 之 λ -trace 及 λ -max 值皆為11.113，統計量均大於5%臨界值，亦即在5%的顯著水準下拒絕虛無假設，顯示網際網路使用人口與貿易進出口總值之間不存在共整合向量，即兩個變數間，不具有長期穩定之關係。

表 4-2 Johansen 共整合檢定分析結果

分組	H_0	跡檢定 (λ -Trace Test)			最大特性根檢定 (λ -Max Test)		
		統計值	5%臨界值	p-value	統計值	5%臨界值	p-value
網際網路使用人口 與國內生產毛額	$r=0$	29.440**	20.262	0.002	25.047**	15.892	0.001
	$r \leq 1$	4.394	9.165	0.357	4.394	9.165	0.357
網際網路使用人口 與貨幣供給	$r=0$	28.528**	20.262	0.003	25.948**	15.892	0.001
	$r \leq 1$	2.579	9.165	0.662	2.579	9.165	0.662
網際網路使用人口 與貿易進出口總值	$r=0$	36.050**	20.262	0.000	24.937**	15.892	0.002
	$r \leq 1$	11.113**	9.165	0.021	11.113**	9.165	0.021

註: 1. 「**」表示在 5% 顯著水準下，拒絕 H_0 之虛無假設。

2. 依據 BIC 準則選定落後期為 3 期。

4.3.2 Engle-Granger 的兩階段分析法

在經過Johansen共整合檢定確定網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給之間具有一個共整合向量，網際網路使用人口與貿易進出口總值之間具有兩個共整合向量之後，為了更進一步確定共整合關係之存在，接著進行的是Engle-Granger兩階段的共整合檢定，其中的臨界值是參考自Phillips and Ouliaris (1990)。

Engle-Granger兩階段共整合檢定之結果如表4-3所示，網際網路使用人口與國內生產、貨幣供給、貿易進出口總值皆會超過其臨界值，網際網路使用人口與國內生產毛額在採用ADF檢定或PP檢定方法均為十分顯著，統計量

皆可以明顯地超過其臨界值；網際網路使用人口與貨幣供給在採用ADF檢定或PP檢定方法亦均為十分顯著，統計量亦皆可以明顯地超過其臨界值；網際網路使用人口與貿易進出口總值在採用ADF檢定或PP檢定方法亦均為十分顯著，統計量同樣地皆可以明顯地超過其臨界值。綜合來說，從實證資料之結果來看，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值均會超過其臨界值，而可以拒絕虛無假設，即表示網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之間在長期下皆存在有共整合關係。

表 4-3 Engle-Granger 兩階段共整合檢定實證結果

		國內生產毛額	貨幣供給	貿易進出口總值
網際網路	ADF	-14.120***	-14.079***	-14.184***
使用人口	PP	-14.110***	-14.078***	-14.182***

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1% 下之顯著水準，超過其臨界值，拒絕 H_0 之虛無假設。

4.4 向量誤差修正模型(VECM)

由共整合檢定之結果，可確認網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之間具有長期之均衡關係。為進一步瞭解變數間之短期與長期關係，以下將估計 VECM 模型，藉由此模型，可瞭解短期失衡下變數間之調整。若變數前一期偏離長期均衡之調整係數顯著，則當期變數會以特定速度回到長期均衡值。當調整係數為正時，表示變數值短期被低估，將會以特定速度向上調整至下期；調整係數為負時，表示變數值短期被高估，將會以特定速度向下調整至下期。若調整係數不顯著，在短期可能不會以特定速度調整至長期均衡值，惟長期下變數仍會回到長期均衡值。

表 4-4 為網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之誤差修正模型估計結果。首先，觀察誤差修正項(ECT)的估計結果可知，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之係數值為 37.443、-6.667、-13.123，其 t 值為 7.957、-9.803、-3.843，在 5% 的顯著水準下，不顯著異於 0；此結果顯示，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之長期關係並不密切，無法呈現同步之關係。其次，當前期(t-1)的網際網路使用人口偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.015，修正之方向不正確，t 值為-2.815，在 5% 之顯著水準下，不顯著異於 0；而當前期(t-1)的國內生產毛額偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.005，修正之方向不正確，t 值為-7.033，在 5% 的顯著水準下，顯著異於 0；當前期(t-1)的貨幣供給偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.002，修正之方向正確，t 值為-0.839，在 5% 的顯著水準下，顯著異於 0；當前期(t-1)的貿易進出口總值偏離長期均衡值時，其調整係數估計值為-0.001，修正之方向正確，t 值為-0.615，在 5% 的顯著水準下，顯著異於 0；由此可知，雖然，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值四變數之調整係數均不顯著，表示在短期可能不會以特定速度調整至長期均衡值，惟長期下，變數仍會回到長期均衡值。

表 4-4 網際網路使用人口(I_t)與國內生產毛額(G_t)、貨幣供給(M_t)、貿易進出口總值(T_t)之 VECM 檢定實證結果

共整合方程式	
I_{t-1}	1
G_{t-1}	37.443 (4.706) [7.957]
M_{t-1}	-6.667 (0.680) [-9.803]
T_{t-1}	-13.123 (3.415) [-3.843]
常數項	-62536

表 4-4 網際網路使用人口(I_t)與國內生產毛額(G_t)、貨幣供給(M_t)、
貿易進出口總值(T_t)之 VECM 檢定實證結果(續)

共整合方程式				
	$\Delta I(t)$	$\Delta G(t)$	$\Delta M(t)$	$\Delta T(t)$
誤差修正項	-0.015 (0.005) [-2.815]	-0.005 (0.001) [-7.033]	-0.002 (0.002) [-0.839]	-0.001 (0.002) [-0.615]
ΔI_{t-1}	0.017 (0.075) [0.228]	-0.012 (0.010) [-1.216]	-0.002 (0.028) [-0.087]	0.001 (0.029) [0.028]
ΔI_{t-2}	-0.078 (0.074) [-1.045]	-0.013 (0.010) [-1.329]	0.022 (0.028) [0.781]	0.020 (0.029) [0.686]
ΔG_{t-1}	-0.249 (0.480) [-0.519]	0.545 (0.065) [8.433]	-0.024 (0.182) [-0.130]	0.743 (0.188) [3.947]
ΔG_{t-2}	1.048 (0.524) [1.998]	0.109 (0.071) [1.540]	0.509 (0.199) [2.555]	-0.588 (0.206) [-2.859]
ΔM_{t-1}	0.004 (0.215) [0.018]	-0.104 (0.029) [-3.611]	0.612 (0.082) [7.511]	-0.228 (0.084) [-2.704]
ΔM_{t-2}	0.300 (0.209) [1.436]	0.020 (0.028) [0.716]	-0.162 (0.079) [-2.039]	0.289 (0.082) [3.524]
ΔT_{t-1}	-0.109 (0.214) [-0.509]	-0.100 (0.029) [-3.469]	0.234 (0.081) [2.889]	-0.671 (0.084) [-8.003]
ΔT_{t-2}	-0.184 (0.204) [-0.901]	0.012 (0.027) [0.454]	0.103 (0.078) [1.331]	-0.094 (0.080) [-1.175]

註：1.()內之數值為係數估計值標準差。

2.[]內之數值為係數估計值 t 統計量，*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下之顯著水準。

4.5 Granger 因果關係檢定

根據共整合關係檢定結果，我們發現網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之間有明顯的長期均衡關係，本節採用 Granger 因果關係檢定，繼續探討四變數間是否具有領先落後關係(因果關係)。

Granger因果關係檢定是由預測能力之角度，藉由變數落後項係數做卡方檢定以決定變數間的因果關係，此檢定之虛無假設為 H_0 ：解釋變數X不為被解釋變數Y之因，當檢定結果拒絕虛無假設，表示該解釋變數為被解釋變數之因；反之若檢定結果不顯著無法拒絕虛無假設時，則稱該解釋變數非為被解釋變數之因；若四變數之因果關係顯著時，表示有雙向因果關係。

本研究因果關係檢定之虛無假設為網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值不具領先、落後關係。檢定結果如表4-5網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之因果關係檢定表。

本研究以Granger所提出之因果關係檢定法來分析網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之間短期之因果關係。由表4-5可看出，網際網路使用人口在10%顯著水準之下，顯著地單向影響國內生產毛額，因此，網際網路使用人口為影響國內生產毛額之前因變數；至於網際網路使用人口與貨幣供給、貿易進出口總值之間並無因果關係存在。國內生產毛額不顯著影響網際網路使用人口；但在1%顯著水準之下，國內生產毛額顯著地單向影響貨幣供給與貿易進出口總值。貨幣供給不顯著影響網際網路使用人口，即顯示並無因果關係存在；但在5%顯著水準之下，貨幣供給顯著地單向影響國內生產毛額與貿易進出口總值。貿易進出口總值不顯著影響網際網路使用人口，即顯示並無因果關係存在；但在1%顯著水準之下，貿易進出口總值顯著地單向影響國內生產毛額與貨幣供給。

綜觀上述Granger因果關係檢定之結果，網際網路使用人口為國內生產毛額之因，而網際網路使用人口與貨幣供給、貿易進出口總值之間均不具有雙向短期之因果關係存在。

表4-5 Granger因果關係檢定實證結果

虛無假設(H_0)	檢定值	p-value
網際網路使用人口		
不影響國內生產毛額	4.737*	0.094
不影響貨幣供給	2.500	0.287
不影響貿易進出口總值	0.813	0.666
國內生產毛額		
不影響網際網路使用人口	3.345	0.188
不影響貨幣供給	13.733***	0.001
不影響貿易進出口總值	21.680***	0.000
貨幣供給		
不影響網際網路使用人口	0.615	0.735
不影響國內生產毛額	9.665***	0.008
不影響貿易進出口總值	8.563**	0.014
貿易進出口總值		
不影響網際網路使用人口	0.473	0.789
不影響國內生產毛額	15.934***	0.000
不影響貨幣供給	14.336***	0.001

註：*、**、***分別代表在10%、5%、1%顯著水準下，拒絕虛無假設。

5. 結論與建議

5.1 結論

臺灣在網際網路的普及率與科技技術下，以第三方支付的發展現況來看，美國在西元1998年就建立第三方支付服務，中國大陸在西元2004年開始推動，臺灣則是在西元2015年立法通過，2016年才正式推動並執行。電子支付服務具有提升經濟活動的效率、節省現金支付的處理成本、刺激民間消費帶動經濟成長、縮小地下經濟規模及提高金融透明度等優點，對於推動經濟發展極具貢獻。本研究主要探討臺灣網際網路與經濟成長、金融發展、貿易開放程度是否存在長期穩定關係，研究樣本採用臺灣2000年1月至2017年4月，共計17年的網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之資料，以共整合之計量方法，實證四變數間之長期關係。

由第四章實證分析結果，在單根檢定部份，以ADF、DF-GLS、PP、KPSS及NP五種單根檢定法，確認網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值均為非定態之序列，符合共整合檢定之前提條件，接著進行Johansen最大似估計法與Engle-Granger的兩階段分析法之共整合分析，由跡檢定與最大特性根檢定之檢定結果顯示，網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之間皆具有共整合關係，表示臺灣網際網路使用人口與國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值長期而言處於均衡關係，隱含網際網路使用人口尚可獲得國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之支撐。再以Granger因果關係檢定來分析，檢定結果顯示，網際網路使用人口與國內生產毛額為單向因果關係，即表示網際網路使用人口之變動，對國內生產毛額均有影響，而網際網路使用人口與貨幣供給、貿易進出口總值之間均不具有雙向之因果關係存在。

5.2 對政府政策之建議

整體來說，相較於國際此波金融發展革新浪潮，為避免臺灣被邊緣化，增加未來發展之機會成本，應加速啟動金融發展在金融服務、創新研發、人才培育、風險管理與基礎建設等五項發展，如下：

(一) 監理與發展機構權限脫鉤，成立獨立、跨部會的金融發展單位，以及與金融發展新創公司相對應之監管單位：

在網路金融朝向金融與科技結合之趨勢下，鼓勵相關金融發展及創新將是未來各國金融發展之重點。近來，新加坡金融管理局(MAS)於西元2016年5月成立線上FinTech Office，為一跨部會的金融科技發展辦公室。而英國亦早已成立「金融科技發展諮詢小組」(FinTech Advisory Group)，成員包括政府、監理機關、行業協會、學術界及業者代表，提供中性的對話平臺，由政府或成員間互相挑戰，由學界或業者來回應，以整合各方意見。

臺灣金管會已於西元2015年底成立金融科技管理辦公室，加上政務委員推行vTaiwan，讓政府及業者在第三方支付、虛擬世界法規調適上具備對話與發展之基礎，然跨部會整合性之平台及相關促進發展單位仍尚未成立。此外，在現行法規之下，由於金融發展新創公司不屬金融機構，不受金管會管轄，亦無相對應之監管單位，導致新創業者無所適從，因此未來成立相對應之監管機關將有其必要性。

(二) 建立跨產業領域合作機制，建構金融發展創新生態系統：

受限於國內監管單位與法規條件限制，國內網路與金融整體發展相對於其他主要國家起步較晚。然而，網路與金融發展所牽涉的產業別(如：金融業、電商業、軟體業等)與層面(如：相關法規、消費者偏好等)相當廣泛，且相關金融服務領域的創新對於其他領域，包括零售、電信及製造等產業之跨業整合商業模式的影響亦不容小覷，故建立跨產業領域合作機制有其必要性。尤其在金融與科技兩大產業的結合上，如何持續提供一個對話平台，拉近二產業在科技之供給面與需求面的距離相當重要。將傳統銀行和以科技驅動的金融發展公司的力量相加乘，是臺灣推動金融產業發展之重要關鍵。

預期，透過跨產業領域合作機制，進一步搭配法規鬆綁及租稅減免等相關措施，可鼓勵新創公司聚焦金融發展生態系統，整合金融機構、新創公司、數據擁有者，與IT服務業者等的優勢。促進彼此合作，集中各方優勢資源，加速研發與創新服務，將可協助臺灣優秀金融發展創新業者爭取國際商機。

5.3 對後續研究之建議

本文探討網際網路使用人口是否會影響國內生產毛額、貨幣供給、貿易進出口總值之情況。而本研究仍有幾個缺漏以及改進方向，首先是資料收集的困難，雖然，於西元1990年代開始，全球電腦網路市場就呈現極為快速成長之趨勢，臺灣網際網路使用人口也於西元1997年快速成長，但是，再搜集網際網路使用人口數之資料卻只有從西元

2000年開始，所搜集之年限不長，這是較為可惜之部分，若是未來有更完善之資料庫，無論是有臺灣更詳細之資料，抑或是可以蒐集到各個國家較完整之數據，相信一定可以做出更好之結果。由於資料期間稍短，也有可能會有遺漏一些變數及其多次項。

而以上幾點是本研究在進行中所遇到之問題，關於資料缺漏之部分，希望未來能有更完善之資料庫可以補足，也希望本研究可以對後續研究有綿薄之幫助。

6. 參考文獻

6.1 中文部分

1. 夏鑄九等譯(1998)，Castells, M 著(1996)，網路社會之崛起，台北，唐山。
2. 莊立文(2008)，高中職學生資訊素養之研究-以高雄縣高中職為例，義守大學資訊管理系碩士學位。
3. 楊奕農(2009)，時間序列分析：經濟與財務上之應用，第二版，台北，雙葉書廊。

6.2 英文部分

1. Aghion, P., Howitt, P. (1998). *Endogenous Growth Theory*. MIT Press, Cambridge, MA.
2. Barro, R.J. (1998). *Determinants of economic growth: a cross country empirical study*. Cambridge: MIT Press.
3. Bart van Ark and M. Timmer. (2002). Notes and Communications: Industry productivity comparisons. *De Economist Quarterly Review of the Royal Netherlands Economic Association*, 140(1), 95-109.
4. Benhabib, J., and M. Spiegel. (2005). *Human Capital and Technology Diffusion*. *Handbook of Economic Growth*.
5. Changkyu Choi. (2003). Does the Internet stimulate inward foreign direct investment? *Journal of Policy Modeling*, 25, 319-326.
6. Ceyhun Elgin. (2013). Internet usage and the shadow economy : Evidence from panel data. *Economic Systems*, 37, 111-121.
7. Engle, R. F., AND C. W. GRANGER. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
8. Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica* 64, 813-836.
9. Frehund, C., Weinhold, D. (2002). The Internet and international trade in services. *Am. Econ, Rev*, 92, 236-240.
10. Frehund, C., Weinhold, D. (2004). The effect of the Internet on international trade. *J. Int. Econ*, 62, 171-189.
11. Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
12. Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60, 203-233.
13. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 213-254.
14. Johansen, S., Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
15. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
16. Lucas, Robert E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
17. Newey, W. K., and K. D. West. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-708.
18. Nelson, Richard R. and Edmund S. Phelps. (1966). Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth. *American Economic Review*, 56, 2(5), 69-75.

19. Nelson, Charles R. and Charles I. Plosser. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
20. Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag, *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
21. Ng, S., and P. Perron (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69, 1519-1554.
22. Phillips, P. C. B., (1987). Time Series Regression With a Unit Root, *Econometrica*, 55, 277-301.
23. Phillips, P. C. B., & P. Perron. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
24. Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58, 165-193.
25. Romer, P.M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
26. Romer, P.M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98, S71-S102.
27. Sassi, S., Goaied, M. (2013). Financial development, ICT diffusion and economic growth: Lessons from MENA region. *Telecommunications Policy*, 37(4-5), 252-261.