

國立臺灣大學生物資源暨農學院農業經濟學系



碩士論文

Department of Agricultural Economics

College of Bioresources and Agriculture

National Taiwan University

Master Thesis

再生能源與經濟成長因果關係之實證分析

An Empirical Analysis of the Causality between Renewable
Energy Use and Economic Growth

王冠傑

Guan-Jie Wang

指導教授：劉鋼 博士

Advisor: Kang Liu, Ph.D.

中華民國 112 年 8 月

August, 2023



國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

再生能源與經濟成長因果關係之實證分析
An Empirical Analysis of the Causality between Renewable
Energy Use and Economic Growth

本論文係王冠傑君（學號 R10627021）在國立臺灣大學生農
學院農業經濟學所完成之碩士學位論文，於民國 112 年 5 月 30
日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

指導教授： 劉 鋼 (簽名)

口試委員： _____ (簽名)

朱 瑋 忻

何 幸 慈

陳 淑 玲

誌謝



時光飛逝，轉眼間研究所生涯即將畫下句點，感謝在臺大遇到的每位師長和同學，讓我的人生有了不一樣的方向。首先，特別感謝我的指導教授劉鋼博士，老師總不辭辛勞的與我討論論文進度，從論文題目的發想到最後的結果討論，不僅一路上給予了許多的協助，同時也時時刻刻叮嚀著我做研究該有的嚴謹態度，由衷感謝老師的耐心指導。在論文口試期間，感謝政治大學朱琇妍博士、臺北大學陳淑玲博士及臺灣大學何率慈博士擔任口試委員，教授們給予的寶貴建議與指正才得以讓此論文更臻於完善，在此表示最誠摯的感激。

在研究所期間，感謝所上、社團及實習認識的所有朋友們，讓這兩年留下滿滿的回憶。謝謝農經所同學們，感謝善良的你們這兩年的陪伴、幫助，讓我在課程學習上暢行無阻，希望未來你們一切都順利；謝謝臺大產經共學社（Collaborator）的各位菁英們，讓我從一個門外漢漸漸地對產業、個股及總經研究有了初步的了解，也讓我有機會踏入金融研究的領域，那些一起熬夜趕報告及一起出遊的日子相當美好；謝謝財報狗的兄弟姐妹們，那些一起研究、炒股、出遊的日子真的很快樂，不只完成當初想成為分析師的夢想外，也讓我下定決心繼續往投資研究這條路前進，真的很感謝大家。另外，我永遠會記得當初備考研究所幫助過我的所有人，沒有你們的幫助，不會有機會到臺大學習，也不會有這精彩的兩年碩士生活。

最後，感謝我親愛的家人從小到大對我的栽培與支持，因為有你們作為我最強大的後盾，讓我能求學過程無後顧之憂的朝著目標邁進。即將進入人生下個階段，期許自己永遠抱持初心，一步一步成為心中想成為的樣子。

王冠傑 謹致

國立臺灣大學農業經濟學研究所

中華民國一一二年八月

摘要



全球在積極發展再生能源以降低碳排放量的同時，各國政府及學者們相當關注發展再生能源是否會影響一國的經濟發展。目前多數文獻僅分析再生能源與經濟成長間的因果關係，並未考慮一國之經濟規模是否會影響此結果。因此，本研究欲透過向量自我迴歸模型（Vector Autoregression, VAR）及縱橫平滑移轉迴歸模型（Panel Smooth Transition Regression Model, PSTR）建構縱橫向量自我迴歸模型（Panel Vector Autoregression Model, PVAR）及縱橫平滑移轉向量自我迴歸模型（Panel Smooth Transition Vector Autoregression Model, PST-VAR），用以評估再生能源使用率與經濟成長率在不考慮經濟規模及考慮經濟規模時的因果關係，以解決過往文獻較無關注的點。

實證上，採用 217 個國家，在 1990-2019 年的期間資料進行估計。實證結果顯示，在 PVAR 模型下，經濟成長率對再生能源使用率具有顯著的單向因果關係，且為負向影響；而在考慮門檻變數（人均 GDP）的 PST-VAR 模型下，經濟成長率對再生能源使用率亦有顯著的單向因果關係，且當人均 GDP 超過 15,129 美元時，將由負向影響轉為正向影響。

本研究結果顯示，當一國經濟規模（人均 GDP）較小時，提高經濟成長的同時將有可能抑制再生能源之發展；然而，當一國經濟規模達一定水準時，將使該國經濟成長對再生能源有顯著之正向影響。由本研究結果推斷，當一國之經濟規模較小時，經濟成長動能主要依靠技術較成熟且較便宜的傳統能源，因此要使該國經濟成長，將有可能抑制再生能源的發展；而當一國經濟規模較大時，該國較有豐富的資金及純熟的科技來發展再生能源，因此當經濟成長的同時亦會帶動再生能源的發展。

關鍵詞：再生能源、經濟成長、向量自我迴歸模型、縱橫平滑移轉迴歸模型、縱橫平滑移轉向量自我迴歸模型、Granger 因果關係。

Abstract

This study constructs panel vector autoregression (PVAR) and panel smooth transition vector autoregression (PST-VAR) models, using the vector autoregression (VAR) model and the panel smooth transition regression (PSTR) models, to evaluate the causality between renewable energy and economic growth, both with and without considering economic scale.

Empirically, the data from 217 countries during the period 1990-2019 are used for estimation. The empirical results show that, under the PVAR model, the economic growth rate has a unidirectional causality effect on renewable energy, and it has a negative impact. In the PST-VAR model that considers a threshold variable (GDP per capita), the economic growth rate has unidirectional causality effect on renewable energy, and when the per capita GDP exceeds US\$15,129, the negative impact will turn into positive impact.

This study demonstrates that when a country's economic scale (GDP per capita) is less than a certain value, it may reduce the development of renewable energy while increasing economic growth; however, when a country's economic scale reaches a certain level, it will increase the country's economic growth. Significant positive impact on renewable energy.

According to the results of this study, it is inferred that when a country's economic scale doesn't reach a certain level, the economic growth momentum mainly relies on traditional energy sources with relatively mature technology and cheap prices. Therefore, in order to make the country's economy grow, it will be possible to reduce the development of renewable energy. While, when the country's economic scale reaches a certain level, the country's capital and technology will help to develop renewable energy. Therefore, when the economy grows, it will also drive the development of renewable energy.

Keywords: Renewable Energy, Economic Growth, Vector Autoregression (VAR), Panel Smooth Transition Regression (PSTR), Panel Smooth Transition Vector Autoregression (PST-VAR), Granger Causality.

目錄



口試委員審定書.....	i
誌謝.....	ii
摘要.....	iii
Abstract.....	iv
目錄.....	v
圖目錄.....	vii
表目錄.....	viii
第 1 章、緒論.....	1
第 2 章、文獻回顧.....	6
2.1 能源消耗與經濟成長之因果關係假說及其相關文獻.....	6
2.2 以門檻模型分析再生能源與經濟成長關係相關文獻.....	12
第 3 章、研究方法.....	15
3.1 研究資料.....	15
3.1.1 資料選擇及資料來源.....	15
3.1.2 變數定義.....	15
3.2 縱橫單根檢定.....	17
3.3 縱橫向量自我迴歸模型.....	18
3.4 Granger 因果關係.....	19
3.5 縱橫向量自我迴歸模型設定.....	19
3.6 縱橫平滑移轉迴歸模型.....	20
3.7 縱橫平滑移轉迴歸模型設定.....	24
3.8 縱橫平滑移轉向量自我迴歸模型設定.....	27
第 4 章、實證結果與分析.....	29
4.1 各變數之敘述統計.....	29
4.2 縱橫單根檢定.....	29
4.3 縱橫向量自我迴歸模型實證.....	30
4.3.1 決定最適落後期數.....	30
4.3.2 實證結果分析.....	31
4.4 縱橫平滑移轉迴歸模型實證.....	32



4.4.1 同質性檢定	32
4.4.2 選定轉換模型	33
4.4.3 門檻數量估計	34
4.4.4 模型估計結果與影響	35
4.4.5 被解釋變數之影響	37
4.5 討論	32
第 5 章、結論與建議.....	41
參考文獻.....	42

圖目錄



圖 1-1、全球二氧化碳走勢	1
圖 1-2、全球平均溫度變化（對照 1991-2000 年平均）	2
圖 1-3、全球海平面變化（對照 1993-2008 年平均）	2
圖 1-4、全球能源消耗來源占比變化	3
圖 3-1、變數架構圖	16
圖 3-2、 $m=1$ 之轉換模型	22
圖 3-3、 $m=2$ 之轉換模型	23

表目錄



表 2-1、再生能源與經濟成長因果關係相關文獻整理	10
表 2-2、以門檻模型分析再生能源與經濟成長關係相關文獻整理	14
表 3-1、線性因果關係之四種可能結果	20
表 4-1、各項變數敘述統計表	29
表 4-2、ADF-Fisher 單根檢定結果	29
表 4-3、最適落後期數選擇	30
表 4-4、PVAR (1) 模型估計結果	31
表 4-5、Granger 因果關係檢定結果	32
表 4-6、同質性檢定	32
表 4-7、轉換模型選定	34
表 4-8、轉換區間個數檢定 ($r=1$)	34
表 4-9、PST-VAR 模型估計結果	36
表 4-10、再生能源使用率之變數相關性影響	37
表 4-11、經濟成長率之變數相關性影響	38
表 4-12、本研究結果與 Apergis and Payne (2010) 之比較	39
表 4-13、本研究結果與 Ozcan and Ozturk (2019) 之比較	40
表 4-14、本研究結果與 Rahman and Velayutham (2020) 之比較	40

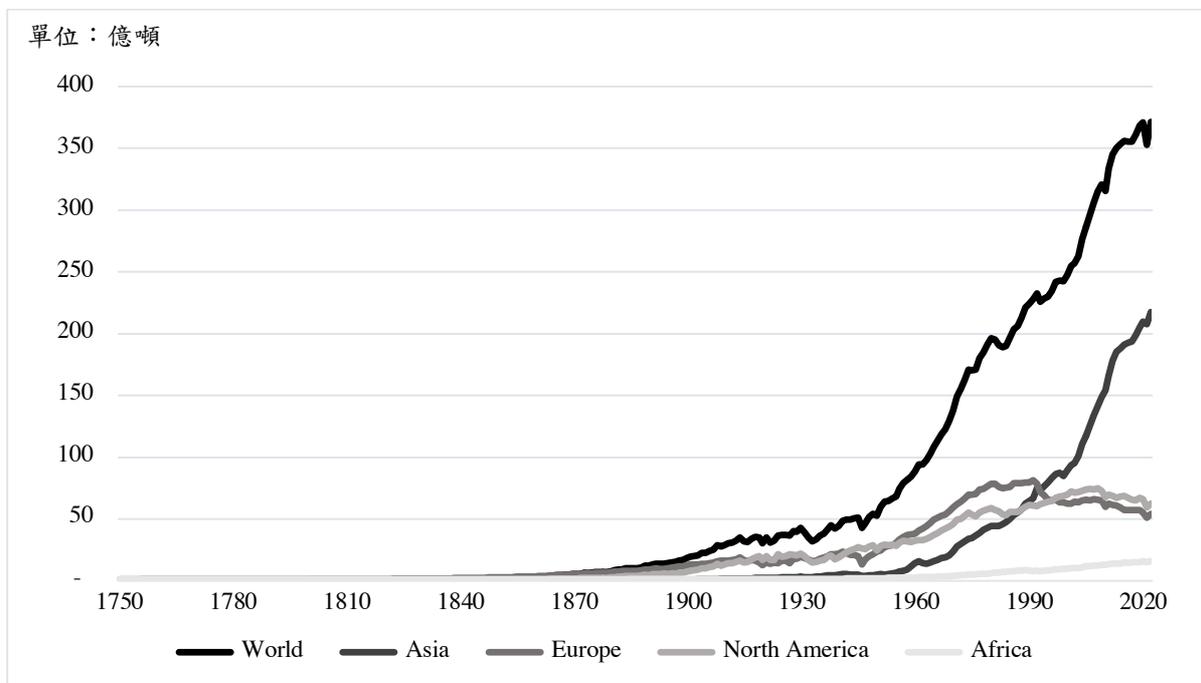
第 1 章、緒論



工業革命以來，全球溫室氣體排放量急劇增加的趨勢已經成為全球環境和人類社會發展的一個重大問題。其中，二氧化碳是最主要的溫室氣體之一，全球的二氧化碳排放量在 2021 年已攀升至 350 億噸(圖 1-1)，這主要是由於燃燒化石燃料所導致的 (Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC], 2021)。隨著二氧化碳排放量的增加，全球氣候變遷、海平面上升等問題已產生明顯影響，對全球生態系統、人類居住地和農業生產等方面帶來了巨大的威脅。

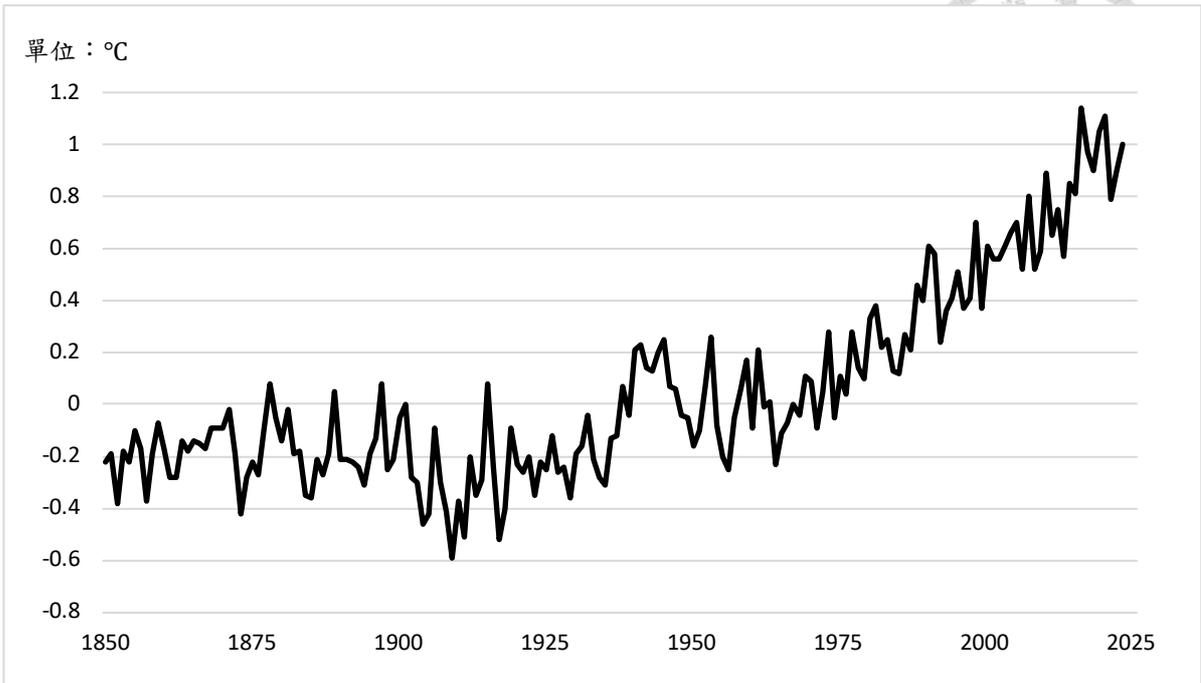
全球平均氣溫自工業革命以來，已經上升了 1.1°C (圖 1-2)，而這個趨勢還在不斷加速 (National Aeronautics and Space Administration [NASA], 2022)。意味著未來可能會面臨更多的氣候變化問題，包括更高的氣溫、更多的極端天氣事件、自然災害和糧食短缺等。這些問題將對全球社會和經濟產生深遠的影響，尤其是對那些經濟相對薄弱的國家。

而隨著氣溫的升高，海平面高度也不斷上升。1880 年以來，全球海平面高度已經上升了 21-24 公分 (圖 1-3)，且每年的上升速度也不斷加快 (National Oceanic and Atmospheric Administration [NOAA], 2022)。海平面升高帶來了嚴重的後果，包括海岸線侵蝕和洪水等問題。這些問題不僅威脅全球的生態系統，嚴重影響人類社會和經濟的發展。因此，為了遏制氣候變化的趨勢，世界各國勢必得採取積極措施，實現低碳綠色發展，保護我們的地球家園。



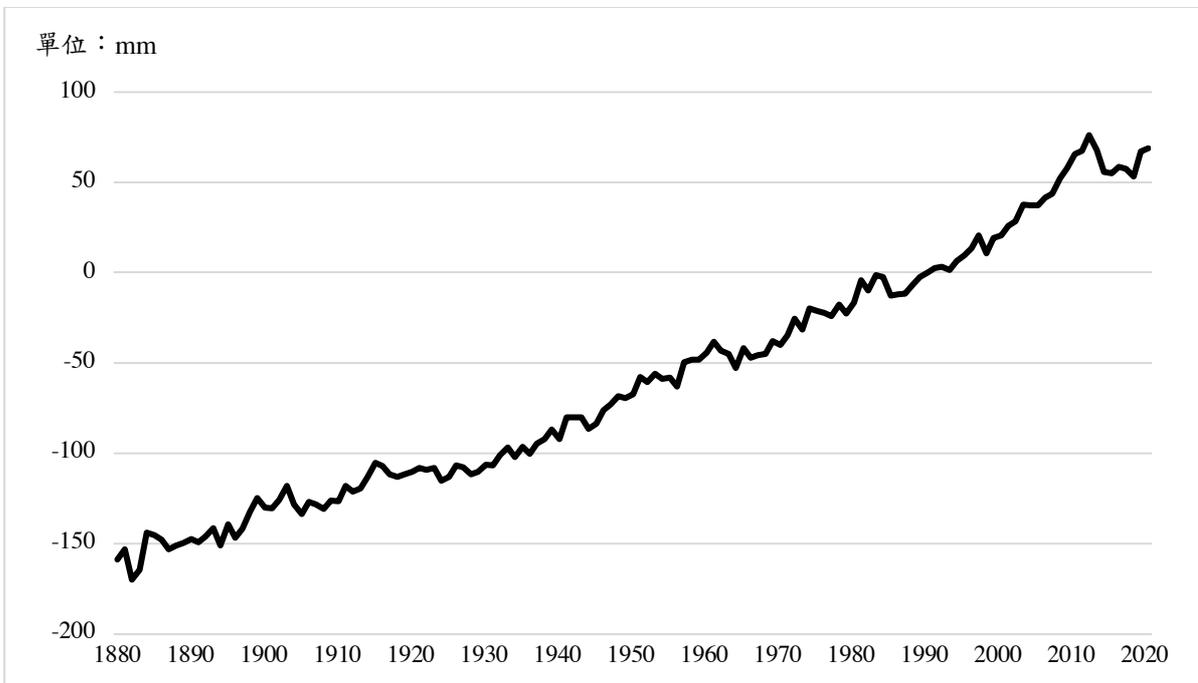
資料來源：IPCC (2021)。

圖 1-1、全球二氧化碳走勢



資料來源：NASA（2022）。

圖 1-2、全球平均溫度變化（對照 1991-2000 年平均）

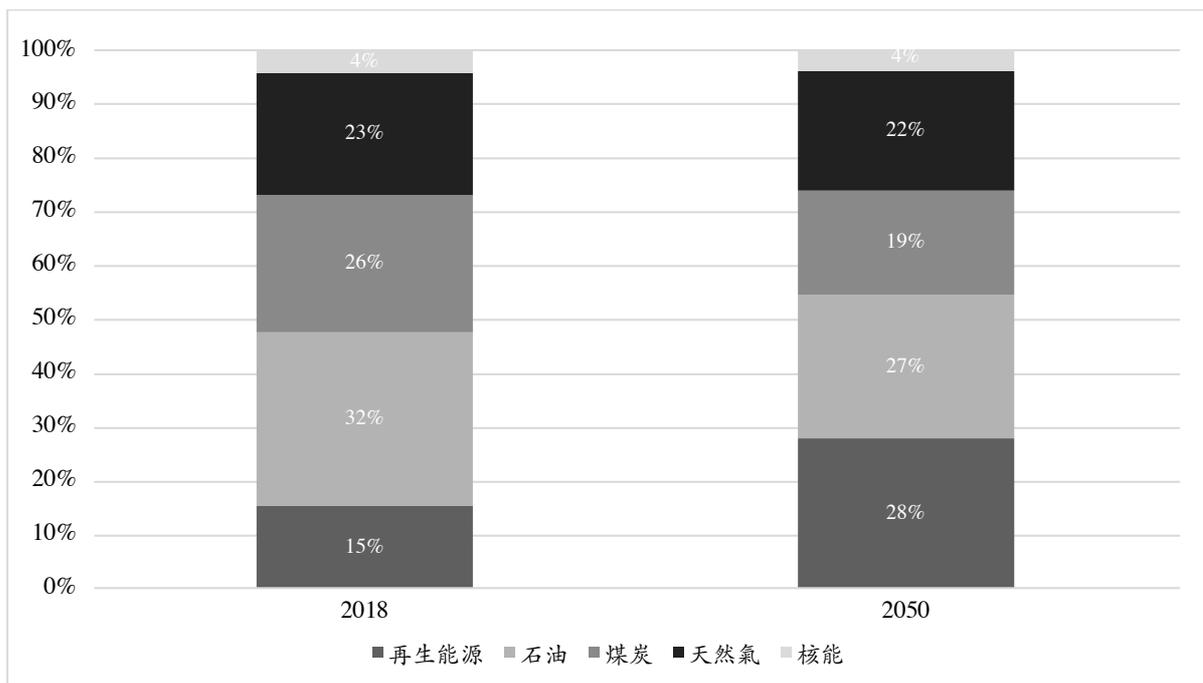


資料來源：NOAA（2022）。

圖 1-3、全球海平面變化（對照 1993-2008 年平均）

全球面臨的氣候變化和環境問題引起全世界政府高度重視，為了實現經濟和社會可持續發展，各國紛紛採取了積極的措施，如減少化石燃料的使用、開發再生能源等。這些措施既能減少對環境的負面影響，同時也能維持一國的經濟發展，以達到環境與經濟雙贏（IPCC, 2021）。其中，再生能源的發展是當前解決環境問題的主要途徑之一，相對於化石燃料等非再生能源，再生能源在使用時並不會產生任何溫室氣體，可減少對大氣環境的負面影響。然再生能源的技術門檻相對高，前期所需投入的費用也不斐，因此技術、成本問題一直是各國發展再生能源的一個門檻。

根據國際能源署（International Energy Agency, IEA）2019 年報告顯示，再生能源已成為全球電力裝機容量的主要來源之一，而太陽能 and 風能是其中增長最快的領域之一（IEA, 2019）。同時，根據 IEA 的數據，到 2050 年，全球再生能源發電量大約將增加一倍，達全球總發電量的 28%，成為最主要的電力來源之一（圖 1-4）。



資料來源：國際能源署（2019）。

圖 1-4、全球能源消耗來源占比變化

然而，發展再生能源可能會在不同經濟規模的國家中帶來不同影響，因為發展再生能源需要耗費大量資本支出及依賴科技發展。在一些高收入國家中，由於有較豐富的資本支出和科技技術，發展再生能源能為該國帶來更多的經濟利益，進而推動經濟成長；然而，若是在



一些低收入國家中，由於發展再生能源時所需的資本支出、科技技術較為不足，在投入資金發展再生能源的同時將可能不利於該國經濟成長，造成該國不僅於再生能源發展遇到瓶頸，亦拖累該國經濟成長（Jägemaa & Tamm, 2012）。因此，在不同經濟規模的國家中，再生能源和經濟成長間的關係，是再生能源政策在制定時的重要因素。若能明確點出再生能源與經濟成長之間的因果關係是如何受到經濟規模的影響，將進一步幫助各國政府依照自身經濟規模狀態制定再生能源發展政策，以達到該國的最大利益。

過往探討再生能源與經濟成長因果關係的研究中，最常使用的方法為縱橫向量自我迴歸模型（Panel Vector Autoregression Model, PVAR）以及縱橫向量誤差修正模型（Panel Vector Error Correction Model, PVECM）。例如 Sadorsky（2009）使用 PVECM 研究 G7 國家（加拿大、美國、日本、法國、義大利、英國、德國）在 1980-2005 年再生能源消耗、人均二氧化碳排放和人均 GDP 間的均衡關係，發現人均實際 GDP 增加 1% 時，人均再生能源消耗量增加 8.44%，意味著人均 GDP 會帶動再生能源消耗；Yusuf et al.（2011）使用 PVAR 來分析 1980-2007 年間 30 個 OECD 國家的數據，研究顯示再生能源發電量與經濟成長間存在雙向因果關係，且再生能源發電量對經濟成長有正向影響。而 Dimitriadis et al.（2021）使用 PVECM 研究 1990-2014 年間 68 個開發中國家，研究發現再生能源消費對開發中國家有促進經濟成長的影響，表示在開發中國家存在再生能源帶動經濟成長之單向因果關係。

為解決過往文獻僅研究再生能源與經濟成長因果關係而沒有考慮在不同經濟規模下可能有不同結果之問題，本研究將以過往應用門檻模型研究再生能源與經濟成長關係之文章作為參考，試圖將其門檻模型應用於因果關係上。回顧過往加入門檻變數討論再生能源與經濟成長關係文獻，Wang and Wang（2020）使用縱橫移轉迴歸模型（Panel Transition Regression Model, PTR）研究 2005-2016 年 34 個 OECD 國家再生能源使用率與經濟成長率的關係，並以都市化程度作為門檻變數，發現當都市化程度小於兩個門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.147%，當都市化程度介於兩個門檻變數間，再生能源使用率每上升 1%，則將使經濟成長 0.329%，當都市化程度大於兩個門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.083%；Chen et al.（2021）使用 PTR 研究 1995-2015 年再生能源消費量與經濟成長率的關係，並以民主程度為門檻變數，發現當民主程度低於門檻時，經濟成長率每提升 1%，將使再生能源消費量下降 1.397%，而當民主程度高於門檻時，經濟成長率每提升 1%，將使再生能源消費量上升 0.699%。



Ullah et al. (2021) 使用縱橫平滑移轉迴歸模型 (Panel Smooth Transition Regression Model, PSTR) 研究 1995-2018 年 122 國再生能源使用率與經濟成長的關係，並以再生能源產量作為門檻變數，發現當再生能源產量達一定水準時，將加深再生能源對經濟成長的正向影響；Wang et al. (2022) 使用 PTR 研究 2007-2017 年歐盟 28 國再生能源使用率與經濟成長的關係，並以人均 GDP 作為門檻變數，其實證結果發現當人均 GDP 小於門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長提升 0.026%，而當人均 GDP 大於門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長提升 0.039%，代表當一國的人均 GDP 超過門檻值時，將加深再生能源對經濟成長的正向影響。由上述文獻可知，過往加入門檻變數討論再生能源與經濟成長關係文獻，主要使用的方法為 PTR 以及 PSTR 模型；使用的門檻變數則包含人均 GDP、再生能源產量、都市化程度以及民主程度等 (Wang and Wang, 2020；Chen et al., 2021；Ullah et al., 2021；Wang et al., 2022)，本研究欲研究經濟規模如何影響再生能源與經濟成長之因果關係，將以人均 GDP 作為門檻變數。

而從過往研究可知，大多數文獻僅針對特定國家或地區進行再生能源與經濟成長之實證研究，無法考量到再生能源對現階段世界各國整體經濟狀況之影響為何，亦無法評估再生能源對經濟成長是有利還是有弊，是否為全世界該繼續致力發展之能源技術；另外，多數文獻僅分析因果關係，並未考慮經濟規模是否會影響再生能源與經濟成長間的因果關係。因此，本研究欲使用時間更長、國家數更多的數據，以更宏觀的方式判斷因果關係；另外，本研究將加入「經濟規模」作為門檻變數，分析在不同經濟規模下，一國再生能源與經濟成長間的因果關係及影響程度為何，是否會因經濟規模而有所不同。加入門檻變數後的因果關係分析將能提供各國政府一個明確的經濟規模轉折點，以利該國判斷現今經濟狀況是否適合積極投入再生能源政策，有助於能源政策之決策。

本研究參考吳博欽等 (2019) 將 PVAR 模型使用落後一期解釋變數的方式應用在 PSTR 模型上，以解決一般 PSTR 模型僅考慮當期變數而無法得到因果關係之問題。同時，可以利用 PSTR 模型具有門檻變數之特性，觀察落後期的解釋變數是否會因為門檻變數的大小而改變與被解釋變數的因果關係。因此，本文結合 PVAR 模型與 PSTR 模型，建構縱橫平滑移轉向量自我迴歸模型 (Panel Smooth Transition Vector Autoregression Model, PST-VAR)，將 PSTR 模型中的解釋變數改以落後期進行分析，用以評估再生能源使用率與經濟成長率在考慮門檻變數 (經濟規模) 時的因果關係。本研究欲結合 PVAR 能分析因果關係及 PSTR 具有

門檻變數之優點，以解決 PVAR 不具門檻變數以及 PSTR 因僅考慮當期解釋變數而無法分析變數間因果關係之缺點 (Holtz et al., 1988; González et al., 2004)。

鑒於上述提出的研究背景、動機及研究方法，本研究欲透過世界銀行公布的資料，利用 PVAR 模型針對世界各國的再生能源使用率與經濟成長率進行因果關係分析。另外，亦將使用 PST-VAR 模型，探討經濟規模（人均 GDP）於何種規模大小時，將改變再生能源率與經濟成長率間因果關係，以解決過往文獻僅針對特定地區研究及未考慮經濟規模是否影響因果關係之問題。以下歸納出本研究之研究目的：

- I. 建立 PVAR 模型，分析再生能源使用率與經濟成長率之間的因果關係。並亦使用 Panel Granger 因果關係檢定再生能源使用率與經濟成長率之間的因果關係。
- II. 建立 PST-VAR 模型，並以經濟規模（人均 GDP）作為門檻變數，分析人均 GDP 於不同區間時，將如何改變一國再生能源與經濟成長率之間的因果關係。

第 2 章、文獻回顧



本章將用以下 2 節來扼要說明探討能源消耗與經濟成長關係時所使用到的因果關係假說，並整理再生能源與經濟成長因果關係之相關文獻，藉由過往實證研究使用的模型、變數作為本研究方法之參考。

2.1 能源消耗與經濟成長之因果關係假說及其相關文獻

根據 Ozturk (2010) 及 Payne (2010)，過往探討能源消耗與經濟成長關係的相關文獻，大致可以分為四種因果假說，包括成長假說 (Growth hypothesis)、節能假說 (Conservation hypothesis)、回饋假說 (Feedback hypothesis) 及中立假說 (Neutrality hypothesis)。其中，成長假說代表能源消耗對經濟成長有正向或負向的單向因果關係 (unidirectional causality)；節能假說代表經濟成長對能源消耗有正向或負向的單向因果關係；回饋假說表示能源消耗與經濟成長有雙向因果關係 (bidirectional causality)，亦即這兩個變數會互相影響；中立假說則表示再生能源與經濟成長間沒有因果關係的論點。

接著，我們將檢視過去再生能源和經濟成長因果關係的相關文獻，能更清楚地理解此領域的研究現況，以便作為後續模型設計的參考。

Sadorsky (2009) 研究了 G7 國家 (加拿大、美國、日本、法國、義大利、英國、德國) 在 1980-2005 年再生能源消耗、人均二氧化碳排放和人均 GDP 間的長期均衡關係。該研究使用了縱橫共整合檢定 (Panel Cointegration Test)，從完全修改普通最小平方法 (Fully Modified Ordinary Least Squares, FMOLS) 估計出長期彈性，發現當人均實際 GDP 增加 1% 時，人均再生能源消耗量增加 8.44%。這意味著人均 GDP 會帶動可再生能源消耗。

Apergis and Payne (2010) 研究了 1992-2007 年歐亞大陸 13 個國家的再生能源消耗與經濟成長之間的因果關係。研究結果使用了向量誤差修正模型 (Error Correction Model, ECM)，發現再生能源消耗和經濟成長在短期和長期之間存在雙向因果關係。¹ 因此，對於歐亞大陸 13 個國家在可再生能源消耗和經濟成長之間具有高度的依賴。

¹ 根據林恭正與吳昱勳 (2014)，資料具有共整合關係時需使用 ECM 模型，其模型中具有殘差修正項，而此殘差修正項可以校正短期的動態調整，才能區分長、短期。本研究資料為定態且不具共整合關係，因此使用模型為 VAR 模型，該模型中不具有殘差修正項，亦無法分辨長短期。

Menegaki (2011) 研究 27 個歐洲國家 1997-2007 年再生能源消耗和經濟成長間的關係，使用 Granger 因果關係檢定，發現這兩個變數之間並不存在因果關係，推測是由於當時歐洲的可再生能源發展較低所致。

Yusuf et al. (2011) 利用 1980-2007 年間 30 個 OECD 國家的數據，分析再生能源發電量與經濟成長之間的關係。研究顯示，再生能源發電量與經濟成長之間存在雙向因果關係，且再生能源發電量對經濟成長有正向的顯著影響。

Lin and Moubarak (2014) 研究中國從 1977-2011 年再生能源消耗和經濟成長之間的關係，使用自我迴歸遞延分配模型 (Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL)、Panel Cointegration Test 和 Granger 因果關係檢定，結果發現再生能源消耗與經濟成長之間存在雙向長期因果關係，並且中國的經濟成長有利於再生能源產業的發展，進而有助於推動經濟成長。

Halkos and Tzeremes (2014) 使用 36 個已開發 / 開發中國家 1990-2011 年的資料進行再生能源與經濟成長的因果關係研究。研究結果表示，對於已開發中國家而言，再生能源消費的提升將帶動 GDP 水平提高，即符合成長假說；對於開發中國家而言，再生能源消費與 GDP 水平無顯著的因果關係，即符合中立假說。

Cho et al. (2015) 使用 1990-2010 年 31 個 OECD 國家及 49 個非 OECD 國家的數據研究再生能源與經濟成長的因果關係。其研究結果顯示，OECD 國家再生能源與經濟成長符合節能假說，代表經濟成長是帶動再生能源的單向因果關係；而在非 OECD 國家再生能源與經濟成長則符合反饋假說，代表經濟成長與再生能源互為因果關係。

Ito (2016) 利用 42 個開發中國家於 2002-2011 年的資料進行再生能源與經濟成長因果關係研究。研究結果表示，對於開發中國家來說，再生能源的消費對於經濟成長有正面的果，即符合成長假說。

Amri (2017) 研究了 1990-2012 年間已開發國家及開發中國家共 72 國再生能源消費與經濟成長間的因果關係。研究結果顯示，不論在已開發國家或是在開發中國家，再生能源與經濟成長符合回饋假說，即再生能源與經濟成長存在雙向因果關係。

Isik et al. (2017) 研究了 1995-2012 年美國、法國、西班牙、中國、義大利、土耳其和德國的旅遊需求、再生能源消耗和經濟成長之間的關係，使用 Emirmahmutoglu-Kose bootstrap Granger 因果關係，結果發現西班牙的再生能源消耗對經濟成長有單向影響，表示再生能源消耗的減少可能會導致西班牙經濟停滯；中國、土耳其和德國的經濟成長則對再生能源有單向影響；而義大利和美國的再生能源消耗和經濟成長之間存在雙向因果關係，表明這兩個國家

的經濟成長和再生能源消耗高度相關；在法國，這些變數之間不存在因果關係，顯示再生能源部門不是法國整體經濟活動的重要組成部分。

Ozcan and Ozturk (2019) 的研究，分析了 17 個新興國家 1990-2016 年的再生能源消耗和經濟成長之間的關係。發現除了波蘭以外，其餘國家間沒有再生能源消耗和經濟成長之間的因果關係。然而，波蘭的研究結果顯示，再生能源消耗對經濟成長有單向影響。作者們推測，由於大多數新興市場經濟體在可再生能源發電量和消耗量方面仍然較低，因此在這些國家，再生能源領域的投資不足以推動經濟成長。然而，對於波蘭而言，再生能源需求有助於經濟成長，因此，波蘭政府可以加大對再生能源的投資，並重新設定其能源政策的主要目標。

Güney (2020) 使用 1990-2015 年 20 個高收所得國家資料進行再生能源與經濟成長的因果關係研究。其研究結果顯示，高所得國家符合成長假說，代表在高所得國家有再生能源帶動經濟成長的單向因果關係。

Rahman and Velayutham (2020) 研究 1990-2014 年期間孟加拉、印度、尼泊爾、巴基斯坦及斯里蘭卡等五個南亞國家的再生能源消耗、不可再生能源消耗和經濟成長間的關係。該研究使用了縱橫共整合檢定、縱橫完全修改普通最小平方法和 Panel Granger 因果關係檢定。研究結果顯示，經濟成長對可再生能源消耗具有單向因果關係。

Dimitriadis et al. (2021) 研究了 1990-2014 年間 68 個開發中國家的再生能源與經濟成長的因果關係。研究顯示，再生能源消費對於開發中國家具有促進經濟成長的影響，意即符合成長假說，代表在開發中國家有再生能源帶動經濟成長的單向因果關係。

Hieu and Mai (2022) 搜集了 80 個已開發國家 1990-2020 年的資料進行再生能源與經濟成長的因果關係研究。其研究顯示，再生能源消費量的提升將對已開發國家的經濟成長帶來正向幫助，即符合成長假說。

Hung (2022) 使用美國、英國及金磚四國（巴西、俄羅斯、印度、中國）1990-2020 年的資料進行生質能源與經濟成長的因果關係研究。研究結果顯示，生質能源對於美國、英國及金磚四國的 GDP 有正面的影響，即符合成長假說。上述重要文獻呈現於表 2-1。

透過上述文獻探討可了解，過往研究僅針對特定國家、地區進行實證分析，並未同時考量世界各國的整體狀況。另外，過往文獻研究再生能源與經濟成長得到的結果相差甚遠，且並未把不同區域之經濟規模狀況納入考量，判斷是否在不同經濟規模會得出不同的因果關係，為本文欲深入研究之部份。

表 2-1、再生能源與經濟成長因果關係相關文獻整理

作者 (出版年)	研究國家	期間	研究方法	因果關係
Sadorsky (2009)	G7	1980-2005 年	縱橫共整合檢定、PVECM、Panel Granger 因果關係檢定	$GDP \rightarrow REC$
Apergis and Payne (2010)	13 個 歐亞大陸國家	1992-2007 年	縱橫共整合檢定、PVECM、Panel Granger 因果關係檢定	$REC \leftrightarrow GDP$
Menegaki (2011)	27 個 歐洲國家	1997-2007 年	縱橫共整合檢定、PVECM、Panel Granger 因果關係檢定	$REC \leftrightarrow GDP$
Yusuf et al. (2011)	30 個 OECD 國家	1980-2017 年	縱橫共整合檢定、PVAR、Panel Granger 因果關係檢定	$REC \leftrightarrow GDP$
Lin and Moubarak (2014)	中國	1977-2011 年	共整合檢定、Granger 因果關係檢定	$REC \leftrightarrow GDP$
Halkos and Tzeremes (2014)	36 個已開發 / 開發中國家	1990-2011 年	Local linear estimator	$REC \rightarrow GDP$ (已開發國家) $REC \leftrightarrow GDP$ (開發中國家)
Ito (2016)	42 個開發中國家	2002-2011 年	Panel ARDL	$REC \rightarrow GDP$
Isik et al. (2017)	土耳其、德國、中國、 法國、美國、義大利	1995-2012 年	Emirmahmutoglu-Kose bootstrap Granger 因果關係檢定	$REC \leftrightarrow GDP$ (西班牙) $GDP \rightarrow REC$ (中國、土耳其、德國) $REC \leftrightarrow GDP$ (義大利、美國) $REC \leftrightarrow GDP$ (法國)
註：				
1. GDP 代表經濟成長變數，REC 代表再生能源消耗變數。				
2. 符號 \rightarrow 表示單向因果關係，符號 \leftrightarrow 表示雙向因果關係，符號 \nleftrightarrow 表示不存在因果關係。				

表 2-1、再生能源與經濟成長因果關係相關文獻整理 (續)

作者 (出版年)	研究國家	期間	研究方法	因果關係
Cho (2015)	31 個 OECD 國家 49 個非 OECD 國家	1990-2010 年	PVECM	$GDP \rightarrow REC$ (OECD 國) $REC \leftrightarrow GDP$ (非 OECD 國)
Amri (2017)	72 國 已開發 / 開發中國家	1990-2012 年	Dynamic simultaneous-equation panel data approach	$REC \leftrightarrow GDP$
Ozcan and Ozturk (2019)	17 個 新興國家	1990-2016 年	Emirmahmutoglu-Kose bootstrap Granger 因果關係檢定	$REC \leftrightarrow GDP$ (16 個新興國家) $REC \rightarrow GDP$ (波蘭)
Güney (2020)	20 個高所得國家	1990-2015 年	Panel ARDL	$REC \rightarrow GDP$
Rahman and Velayutham (2020)	南亞五國	1990-2014 年	縱橫共整合檢定、 Panel FMOLS、 Panel Granger 因果關係檢定	$GDP \rightarrow REC$
Dimitriadis et al. (2021)	68 個開發中國家	1992-2014 年	縱橫共整合檢定、PVECM、 Panel Granger 因果關係檢定	$REC \rightarrow GDP$
Hieu and Mia (2022)	80 個已開發國家	1990-2020 年	Movement Quantile Regression (MMQR)	$REC \rightarrow GDP$
Hung (2022)	美國、英國及金磚四國 (巴西、俄羅斯、印度、 中國)	1990-2020 年	Wavelet-based Granger causality method	$REC \rightarrow GDP$

註：

- GDP 代表經濟成長變數，REC 代表再生能源消耗變數。
- 符號 \rightarrow 表示單向因果關係，符號 \leftrightarrow 表示雙向因果關係，符號 \nleftrightarrow 表示不存在因果關係。

資料來源：本研究整理。



2.2 以門檻模型分析再生能源與經濟成長關係的相關文獻

本節將針對使用「門檻模型」分析再生能源與經濟成長間關係的文獻做探討，試圖回顧過往學者使用門檻模型分析時，所使用的門檻變數、模型及結果，以作為本研究的參考依據。整理後的相關文獻呈現於表 2-2。

Wang and Wang (2020) 使用 PTR 模型研究 2005-2016 年 34 個 OECD 國家再生能源使用率與經濟成長率的關係，並以人均 GDP 及都市化程度(都市占比)為門檻變數。其研究顯示，當人均 GDP 小於兩個門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.003%；當人均 GDP 介於兩門檻變數之間，再生能源使用率每上升 1%，則將使經濟成長 0.091%；當人均 GDP 大於兩個門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.166%。另外，當都市化程度小於兩個門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.147%；都市化程度介於兩個門檻變數間，再生能源使用率每上升 1%，則將使經濟成長 0.329%；當都市化程度大於兩個門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.083%。

Ullah et al. (2021) 使用了 PSTR 模型研究 1995-2018 年 122 國再生能源使用率與經濟成長的關係，並以再生能源產量作為門檻變數。研究顯示，當一國的再生能源產量低於門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.104%；而當一國的再生能源產量高於門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.258%。代表再生能源產量達一定水準時，將加深再生能源對經濟成長的正向影響。

Chen et al. (2021) 使用了 PTR 模型研究 1995-2015 年再生能源消費量與經濟成長率的關係，並以民主程度(來自 Polity IV 資料庫，變數介於-10~10 之間)為門檻變數。研究顯示，當民主程度低於門檻時，經濟成長率每提升 1%，將使再生能源消費量下降 1.397%；當民主程度高於門檻時，經濟成長率每提升 1%，將使再生能源消費量上升 0.699%。此結果可能是因較民主國家分配更多資源發展再生能源，有助化石燃料轉型為較環保的再生能源。

Wang et al. (2022) 使用 PTR 模型研究 2007-2017 年歐盟 28 國再生能源使用率與經濟成長的關係，並以人均 GDP 作為門檻變數。其研究結果顯示，當人均 GDP 小於門檻時，再生能源使用率每上升 1%，將使經濟成長 0.026%；而當人均 GDP 大於門檻時，再生能源使用率每上升 1%，則將使經濟成長 0.039%。代表當一國的人均 GDP 達一定水準時，將加深再生能源使用率對經濟成長的正向影響。

由上述研究得知，過往加入門檻變數討論再生能源與經濟成長關係的文獻中，所使用的門檻變數包括人均 GDP、都市化程度、再生能源產量及民主程度，本研究欲觀察經濟規模對再生能源與經濟成長的影響，故以人均 GDP 作為門檻變數。



表 2-2、以門檻模型分析再生能源與經濟成長關係相關文獻整理

作者 (出版年)	研究國家	期間	研究方法	門檻變數 (c)	再生能源與經濟成長關係變化 (REC ↑ 1% 時)		
					q < c1	c1 < q < c2	q > c2
Wang and Wang (2020)	34 個 OECD 國	2005-2016 年	PTR Model	人均 GDP	GDP ↑ 0.003%	GDP ↑ 0.091%	GDP ↑ 0.166%
				都市化程度	GDP ↑ 0.147%	GDP ↑ 0.329%	GDP ↑ 0.083%
作者 (出版年)	研究國家	期間	研究方法	門檻變數 (c)	再生能源與經濟成長關係變化		
					q < c	q > c	
Ullah et al. (2021)	122 國	1995-2018 年	PSTR Model	再生能源 產量	REC ↑ 1% 時，		
					GDP ↑ 0.104%	GDP ↑ 0.258%	
Chen et al. (2021)	97 國	1995-2015 年	PTR Model	民主程度	GDP ↑ 1% 時，		
					REC ↓ 1.397%	REC ↑ 0.699%	
Wang et al. (2022)	28 個 歐盟國	2007-2017 年	PTR Model	人均 GDP	REC ↑ 1% 時，		
					GDP ↑ 0.026%	GDP ↑ 0.039%	
註： 1. GDP 代表經濟成長變數，REC 代表再生能源消耗變數。 2. PTR 代表縱橫移轉迴歸模型，PSTR 代表縱橫平滑移轉迴歸模型。 3. c 代表門檻變數，q 代表門檻變數的值，若有兩個門檻變數則以 c1、c2 表示，且 c1 < c2。							

資料來源：本研究整理。

第 3 章、研究方法



本章將介紹本研究所使用的資料，將說明資料來源及變數之定義。另外，亦將介紹實證分析使用到的 PVAR、PSTR 及 PST-VAR 模型。

3.1 研究資料

3.1.1 資料選擇及資料來源

過往文獻中，代表經濟成長（Y）的資料包括經濟成長率、人均 GDP、名目 GDP 及實質 GDP；代表再生能源（RE）的資料包括再生能源使用率（renewable energy consumption, % of total final energy consumption）及再生能源電力消耗量（renewable electricity consumption, billion kilowat-hours）。本研究則採用單位皆為百分比的經濟成長率及再生能源使用率作為研究變數。並使用人均 GDP（GDP）作為本研究之門檻變數經濟規模的代理變數（proxy variable）。

另外，為解決潛在遺漏變數所導致的內生性問題，本研究參考 Apergis and Payne (2010)、Ozcan and Ozturk (2019)及 Rahman and Velayutham (2020)等研究再生能源及經濟成長因果關係之相關文章，將資本形成占 GDP 比率（K）、勞力參與率（L）兩變數亦加入模型分析中，以降低內生性問題發生可能性。

所有變數資料皆取自於世界銀行（World Bank）所發佈的 World Development Indicators（WDI）資料庫。考量 WDI 資料庫中的再生能源使用率資料僅有 1990-2019 年，本研究的資料期間為 1990-2019 年，共計 30 年，涵蓋全球 217 個國家。

3.1.2 變數定義

變數關係如圖 3-1 所示，被解釋變數包含當期的再生能源使用率以及經濟成長率；解釋變數則包含落後期的再生能源使用率、落後期的經濟成長率、落後期的資本形成占 GDP 比率以及落後期的勞動參與率；門檻變數則是當期的人均 GDP。 $i=1, \dots, N$ 為國家個數， $t=1, \dots, T$ 為時間長度，落後期數 k 則是由最小值的 AIC（Akaike information criterion）與 BIC（Bayesian information criterion）決定。

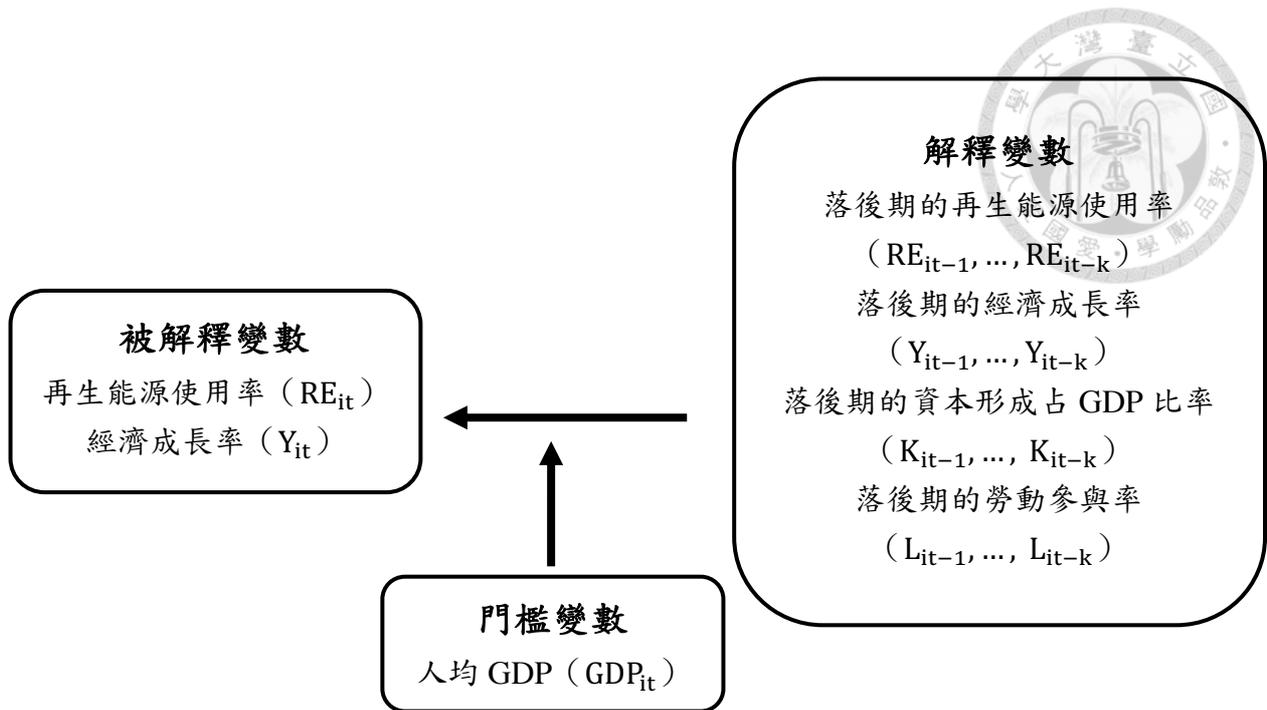


圖 3-1、變數架構圖

過往文獻中的經濟成長變數定義包括經濟成長率 (GDP growth rate)、人均 GDP (GDP per capita)、名目 GDP (nominal GDP) 以及實質 GDP (real GDP)；再生能源變數定義包括再生能源使用率 (renewable energy consumption, % of total final energy consumption) 以及再生能源電力消耗量 (renewable electricity consumption, billion kilowat-hours)；資本變數定義包括資本形成占 GDP 比率 (gross capital formation, % of GDP) 以及資本形成總額 (gross capital formation, current US\$)；勞力變數定義包括勞動參與率 (labor force participation rate, % of total population ages 15+) 以及勞動人口總數 (Total labor force in a million counts) (Apergis and Payne, 2010；Ozcan and Ozturk, 2019；Rahman and Velayutham, 2020；Wang and Wang, 2020)。本研究使用經濟成長率、再生能源使用率、資本形成占 GDP 比率以及勞動參與率做為研究變數，主要因變數之單位一致，有助於解釋分析結果。

i. 再生能源使用率 (RE)

根據世界銀行所發佈的 WDI 資料庫，再生能源使用率可用來衡量再生能源在能源消費總量所占的份額，比例越高代表該國再生能源發展較快速。再生能源使用率等於再生能源消費量除以總能源消費量再乘以 100%。



ii. 經濟成長率 (Y)

根據世界銀行發佈的 WDI 資料庫，經濟成長率可用來衡量 GDP 較前一期的成長率，越高代表該國當年的 GDP 表現較前一年度優異。經濟成長率等於本期 GDP 減上一期 GDP 除以上一期 GDP 再乘以 100%。

iii. 人均 GDP (GDP)

根據世界銀行發佈的 WDI 資料庫，人均 GDP 可用來衡量每人平均的 GDP，越高代表該國每人平均的 GDP 越高，亦即該國經濟收入水平越高。人均 GDP 等於該國當年 GDP 總額除以該國當年人口總數。

iv. 資本形成占 GDP 比率 (K)

根據世界銀行發佈的 WDI 資料庫，資本形成占 GDP 比率可用來衡量企業、政府單位在基礎建設、機器設備及廠房等資本形成占 GDP 的比率，比率越高代表該國未來競爭力與成長潛能越大。資本形成占 GDP 比率等於該國當年資本形成除以該國當年 GDP 總額再乘以 100%。

v. 勞動參與率 (L)

根據世界銀行發佈的 WDI 資料庫，勞動參與率可用來衡量一國 15 歲以上的民間人口占總人口之比率，越高代表該國有較豐富的勞動力。勞動參與率等於該國當年 15 歲以上民間人口除以該國當年人口總數再乘以 100%。

3.2 縱橫單根檢定

根據 Granger (1981)，時間序列是一種隨機過程 (stochastic process)，其所產生的資料序列在短期間內可能會出現偏離現象。然而，當序列隨時間的變動而演變時，長期時將回復至平均值，此序列可稱為定態序列 (stationary sequence)。相反的，如果序列未隨著時間的變動而回復至平均值，則該序列稱為非定態序列 (non-stationary sequence)，表示其存在單根現象 (unit root phenomenon)。因此，在使用時間序列資料進行計量模型的實證分析前，必須先了解模型中的變數是否為定態資料，避免產生虛假迴歸 (spurious regression)，進而影響檢定結果 (Enders, 2014)。



使用縱橫單根檢定可以幫助判斷縱橫資料是否為定態，其檢定力優於傳統的單根檢定，亦能解決小樣本的資料限制 (Abuaf and Jorion, 1990)。本研究將採 ADF-Fisher 單根檢定法，檢驗縱橫資料定態與否，以下為 ADF-Fisher 單根檢定方法：

ADF-Fisher 縱橫單根檢定

本研究使用 Maddala and Wu (1999) 提出將 N 個橫斷面資料之獨立單根檢定結合的 ADF-Fisher 檢定。其模型假設如下：

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{it-1} + \gamma_i t + \sum_{k=1}^K \delta_{ij} \Delta Y_{it-k} + \varepsilon_{it}, i=1, 2, 3, \dots, N, t=1, 2, 3, \dots, T \quad (3-1)$$

其中， Y_{it} 為時間序列資料， ΔY_{it} 表經一階差分後的時間序列資料， i 為橫斷面資料觀察值的個數， t 為時間序列， α_i 為截距項， β_i 為迴歸係數， $\gamma_i t$ 為時間趨勢項， δ_{ij} 是判定係數， k 為透過 AIC (Akaike, 1974)、BIC (Schwartz and Rissanen, 1978) 準則所選擇之最適落後期數， ε_{it} 是隨機誤差項。ADF-Fisher 檢定之假設為「序列皆有單根」，其虛無及對立假設如下：

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta = 0$$

$$H_1 : \beta_i \text{ 不完全為 } 0, i=1, 2, 3, \dots, N$$

而在虛無假設下可得檢定統計量為：

$$P(\lambda) = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i \sim \chi^2(2N) \quad (3-2)$$

根據 Maddala and Wu (1999)，統計值 $P(\lambda)$ 服從自由度 $2N$ 的卡方分配。

3.3 縱橫向量自我迴歸模型

Sims (1980, 1982) 發表了向量自我迴歸模型，把所有變數當成內生變數，用以研究多個時間序列相互預測 (或稱領先落後) 的動態關係。縱橫向量自我迴歸模型是由 Holtz et al. (1988) 沿襲 VAR 模型所提出的，可適用於縱橫資料。假定 K 個定態內生變數 ($k=1, \dots, K$) 的縱橫資料， $i=1, \dots, N$ 為橫斷面資料觀察值的個數， $t=1, \dots, T$ 為時間序列，落後期為 p ，則 PVAR 的一般式可表示如下：



$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_{ij} Y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (3-3)$$

其中， Y_{it} 為橫斷面資料觀察值 i 的 $k \times 1$ 內生變數矩陣； Y_{it-j} 為橫斷面資料觀察值 i 的 $k \times 1$ 之落後 j 期內生變數矩陣； α_i 為橫斷面資料觀察值 i 的 $k \times 1$ 之截距項矩陣； β_{ij} 為橫斷面資料觀察值 i 的 $k \times k$ 之落後 j 期內生變數的係數矩陣； ε_{it} 為 i 個體的 $k \times 1$ 之殘差項矩陣。

由於內生變數只有落後項出現在等號右邊，且所有方程式的自變數都相同，所以使用普通最小平方法即可得到一致且效率之估計值。

實證上，最適落後期 p ，可使用 AIC 準則 (Akaike, 1974) 或是 BIC 準則 (Schwartz and Rissanen, 1978) 決定，且 AIC、BIC 越小表模型的配適程度越好。此外，當資料越大時，BIC 準則較 AIC 準則準確。

3.4 Granger 因果關係

建立 PVAR 模型後，經由落後期對其他內生變數產生之影響，可以檢驗內生變數之間的 Granger 因果關係 (Granger, 1969)。Granger 因果關係是由 Granger (1969) 提出，用以檢驗一組時間序列與另一組時間序列的領先落後 (lead-lag) 關係，此關係被稱為 Granger 因果關係 (Granger causality)。Granger 因果關係可利用 Wald 檢定對方程式 (3-3) 係數矩陣 φ_{ij} 進行檢定。虛無假說為所有 β_{ij} ($j = 1, \dots, p$) 的元素 a_{hk} ($h \neq k$) 皆等於零，當 Wald 檢定拒絕虛無假說時，表示第 k 個內生變數對第 h 個內生變數有 Granger 因果關係。其中，Wald 檢定服從卡方分配。

3.5 縱橫向量自我迴歸模型設定

在模型所使用之變數皆為定態之下，可建立 PVAR 模型，進行 Granger 因果關係分析，以此檢驗再生能源使用率與經濟成長率的相互領先落後 (lead-lag) 之動態關係。本研究之 PVAR 模型設定如下所示：

$$Y_{it} = \alpha_{1i} + \sum_{j=1}^p \beta_{11j} RE_{it-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{12j} Y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{13j} K_{it-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{14j} L_{it-j} + \varepsilon_{1it} \quad (3-4)$$



$$RE_{it} = \alpha_{2i} + \sum_{j=1}^p \beta_{21j} RE_{it-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{22j} Y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{23j} K_{it-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{24j} L_{it-j} + \varepsilon_{2it} \quad (3-5)$$

其中， i 代表地區， $i = 1, \dots, N$ ； t 代表時間長度， $t = 1, \dots, T$ ； α_{1i} 及 α_{2i} 用來捕捉隨時間而固定的常數項；落後期 j 由最小值的 AIC、BIC 決定； ε_{it} 代表殘差項； RE 代表再生能源使用率； Y 代表經濟成長率； K 代表資本形成占 GDP 比率； L 代表勞動參與率。估計係數 β 可檢定再生能源使用率 (RE) 與經濟成長率 (Y) 間的因果關係，檢定因果關係之流程及四種可能結果如下所示：

- 檢驗再生能源使用率(RE)是否為經濟成長率(Y)的因：

$$H_0^1 : \beta_{111} = \beta_{112} = \dots = \beta_{11j} = 0$$

$$H_a^1 : \beta_{111}, \dots, \beta_{11j} \text{ 不完全為 } 0$$

- 檢驗經濟成長率(Y)是否為再生能源使用率(RE)的因：

$$H_0^2 : \beta_{221} = \beta_{222} \dots = \beta_{22j} = 0$$

$$H_a^2 : \beta_{221}, \dots, \beta_{22j} \text{ 不完全為 } 0$$

表 3-1、線性因果關係之四種可能結果

結果	條件
再生能源使用率為經濟成長率的因 (RE \longrightarrow Y)	拒絕 H_0^1
經濟成長率為再生能源使用率的因 (RE \longleftarrow Y)	拒絕 H_0^2
互為因果關係 (RE \longleftrightarrow Y)	皆拒絕 H_0^1 、 H_0^2
無因果關係 (RE $\not\longleftrightarrow$ Y)	皆不拒絕 H_0^1 、 H_0^2

資料來源：本研究整理。

3.6 縱橫平滑移轉迴歸模型

完成 PVAR 模型之因果關係分析後，本文接著以 González et al.(2004, 2005) 提出之 PSTR 模型，實證探討在不同的經濟規模 (人均 GDP) 下，是否會改變再生能源使用率與經濟成長率的因果關係。

透過運用縱橫資料迴歸模型進行實證分析，我們可以深入探析個別效果與時間效果。在傳統的縱橫資料模型中，大部分的模型都假定參數是固定的，但是，在分析過程中，這種假

設可能無法準確反映變數之間的實際關係，進而導致結果失準。為解決此問題，Hansen(1999)發表了縱橫門檻模型 (panel threshold model)，該模型適用於縱橫資料，同時允許參數隨著時間變化，以及不同單位呈現差異化的迴歸係數。該模型可以把資料的觀察值區分為數個同質群，每個群體都具有不一樣的參數。不過，該模型的轉換變數達到門檻時，會有一個跳躍的效果，這實際上是不合理的現象 (Hansen, 1999)。González et al. (2004, 2005) 修改了該不合理現象，使其變為平滑移轉，並在模型中增加了一個轉換速度參數，用於捕捉在門檻附近的轉換過程，而非僅僅是一個簡單的跳躍現象。

PSTR 模型是一種固定效果 (fixed effect) 模型，其外生迴歸係數隨著個別個體及時間的改變而變化，可以有兩種方法來詮釋。第一種是，該模型可當作一種線性異質性縱橫模型，在這種情況下，係數的異質性是指在假設這些係數隨著觀察變數變化而成為連續函數的情況下，透過一種移轉函數 (transition function) 於有限的不同區間內引發波動。由於轉換函數隨時間改變，並在不同個體之間相異，因此資料中各個體的係數會因時間變化有所不同。另外一個解釋方式是將 PSTR 模型視為非線性同質縱橫模型。這種解釋方式適用於單一方程式的平滑移轉迴歸模型或單變量平滑移轉自我迴歸模型的情況 (Teräsvirta, 1994)。

本研究所收集的樣本資料包含時間序列與橫斷面資料，使用 PSTR 模型需先檢查資料有無異質性現象。如具有異質性，則為非線性縱橫模型。由於轉換變數將隨著時間改變，因此每個個體的係數也會隨著時間改變。因此，能把 PSTR 模型當成非線性同質縱橫模型，因為模型透過轉換變數的設定，將模型分成 $N+1$ 個區間，每個區間內的模型都是同質的。

參考 Teräsvirta (1994, 1998) 的平滑移轉模型 (Smooth Transition Autoregressive, STAR)，基本模型假設如下：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}; \gamma; c) + \varepsilon_{it} \quad (3-6)$$

假設有 N 個個體和 T 個時間， y_{it} 表示個體 i 在時間 t 的純量觀測值， x_{it} 是一個隨時間變化的外生向量， α_i 為個體 i 的固定效果 (fixed effect)， ε_{it} 為誤差項，變異數為 σ^2 ，且 $\varepsilon \sim iid(0, \sigma^2)$ 。 $G(q_{it}; \gamma; c)$ 為轉換函數， q_{it} 為轉換變數， γ 為移轉速度， c 為門檻。依據 Granger and Teräsvirta (1994)，Teräsvirta (1994)，Jansen and Teräsvirta (1996) 的研究， $G(\cdot)$ 屬於連續函數，其轉換函數設定如下：

$$G(q_{it}; \gamma; c) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^m [(q_{it} - c_j)]]\}^{-1}, \text{ 其中 } \gamma > 0, \text{ 且 } c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m \quad (3-7)$$

在上式公式中，向量 $c = (c_1, \dots, c_m)'$ 為位置參數。不論 m 為多少，參數 γ 皆會影響函數 $G(\cdot)$ 的斜率， $\gamma \rightarrow \infty$ 時，函數 $G(\cdot)$ 的會變得越來越陡峭。此時，模型將與 Hansen 的縱橫門檻模型 (Hansen, 1999) 相同，呈現跳躍式的情況，如下式所示：

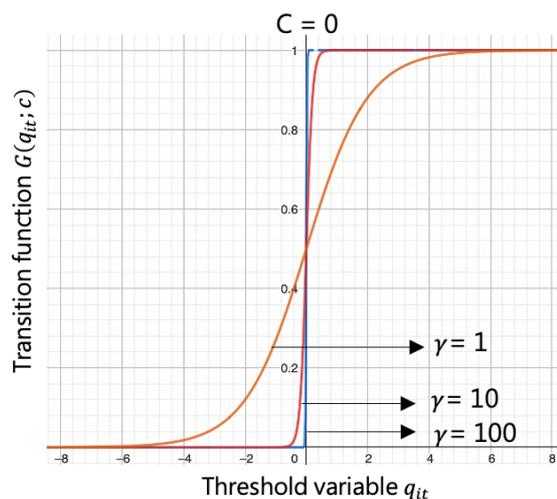
$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} \phi(q_{it}; c) + \varepsilon_{it}$$

$$\phi(q_{it}; c) = \begin{cases} 1, & \text{if } q_{it} \geq c \\ 0, & \text{if } q_{it} \leq c \end{cases} \quad (3-8)$$

當 $\gamma \rightarrow 0$ ， $G(\cdot)$ 將類似線性函數，其結構性的變化不顯著。主要係因 $G(\cdot)$ 位於 0~1 之間。因此，係數的極端值為 β'_0 及 $\beta'_0 + \beta'_1$ 。

一般來說，會把轉換函數設定 $m=1$ 及 $m=2$ 。 $m=1$ 時，稱為邏輯型模型 (Logistic model)，此模型依門檻，把資料分成兩個範圍， $q=c$ 時， $G(\cdot) = 0.5$ ， q 為正無窮大時， $G(\cdot) = 1$ ； q 為負無窮大時， $G(\cdot) = 0$ ； q 接近 c 時， $G(\cdot)$ 出現 0~1 的平滑移轉現象。如 (3-7) 所示。圖 3-2 係依據 $m=1$ 時，以不同的轉換速度所繪出的轉換函數形狀。

$$G(q_{it}; c) = \begin{cases} 1, & \text{if } q_{it} \gg c \\ 0.5, & \text{if } q_{it} = c \\ 0, & \text{if } q_{it} \leq c \end{cases} \quad (3-9)$$



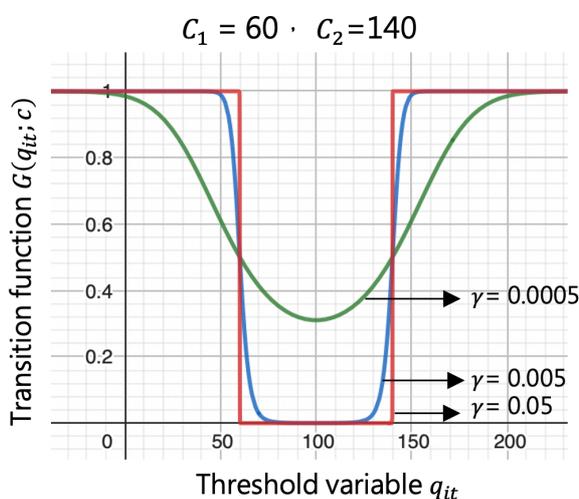
資料來源：作者自行以 GeoGebra 繪製。

圖 3-2、 $m=1$ 之轉換模型



當 $m > 1$ 時，轉換函數將會隨著不同轉換過程變化。以 $m=2$ 來說，此模型也被稱為指數型模型（Exponential model），若設定 $c_1 \leq c_2$ 且 γ 接近無限大，移轉函數將會用不同的轉換速度把模型分為三個範圍，如圖 3-3 所示：

$$G(q_{it}; c) = \begin{cases} 1, & \text{if } q_{it} \ll c_1 \text{ or } q_{it} \gg c_2 \\ 0.5, & \text{if } q_{it} = c_1 \text{ or } q_{it} = c_2 \\ 0 \sim 0.5, & \text{if } c_1 < q_{it} < c_2 \end{cases} \quad (3-10)$$



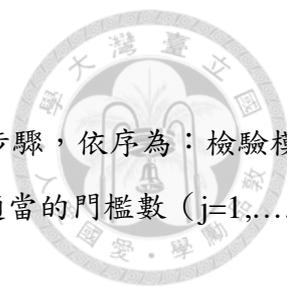
資料來源：作者自行以 GeoGebra 繪製。

圖 3-3、 $m=2$ 之轉換模型

PSTR 具有多個不同的門檻區間，模型結構如下所示：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0' x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{it} G(q_{it}; r_j; c_j) + \varepsilon_{it} \quad (3-11)$$

該轉換函數 $G(\cdot)$ ，乃由方程式 (3-5) 決定， $j = 1, \dots, r$ 代表存在 $r + 1$ 區間，若 $m=1$ 且參數 γ 的值越接近無窮大的模型，即可當作 Hansen (1999) 提出之多重門檻區間模型。



3.7 縱橫平滑移轉迴歸模型設定

根據 González et al. (2004, 2005)，PSTR 模型的建立包括三個步驟，依序為：檢驗模型是否為同質性、選取適合的轉換型態 ($m=1$ 及 $m=2$)，以及選擇適當的門檻數 ($j=1, \dots, r$)。關於步驟程序之內容，詳細說明如下所示：

步驟一、同質性檢定 (線性檢定)

為 PSTR 模型設定的首要步驟，需要進行同質性檢定以確認模型是否為非線性模型。如果資料是線性的，則 PSTR 模型就不適用於進行分析，應以線性迴歸模型進行分析。其經濟學的意義是，藉由此檢驗能解釋模型的敏感因子，以確保其於全部縱橫資料的敏感程度皆相同，同時不會出現結構性變化。

PSTR 模型可縮減成線性之模型，當 $H_0: \gamma = 0$ 或 $H'_0: \beta_1 = 0$ 時。然而，在相關的檢定中，由於干擾參數，尤其是位置參數 (c)，都會包含在虛無假設中，因此目前並無一個標準的檢定方法。Davies (1977, 1987) 首先研究了這個問題，隨後的學者如 Luukkonen、Saikkonen 和 Teräsvirta (1988)、Andrews 和 Ploberger (1994) 以及 Hansen (1996) 等在時間序列應用中提出了不同的處理方式。本研究使用了上述作者所提出的方法，於線性檢定時假設 $\gamma=0$ ，並對 $G(\cdot)$ 進行一階泰勒展開，為了處理識別問題，將方程式 (3-4) 替換為以下輔助迴歸式：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^* x_{it} q_{it}^m + \varepsilon_{it}^* \quad (3-12)$$

其中， $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$ 為 γ 的乘數， $\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} + R_m \beta_1^* x_{it}$ ， R_m 則為一階泰勒展開式的餘式。檢驗方程式 (3-4) 的 γ 為零與否，與檢驗方程式 (3-10) 之 $\beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$ 在統計上有相同意涵；在虛無假設下代表著 $\{\varepsilon_{it}^*\} = \{\varepsilon_{it}\}$ ，因此藉由一階泰勒展開式，將不會影響不對稱分配理論。當虛無假設成立時，能使用 LM 統計量之檢定。先將方程式 (3-9) 當中的固定效果消除，然後估計轉換模型之 LM 統計量。LM 統計量檢定時，可以使用卡方統計量及 F 統計量，具體如下所示：

- i. $\bar{y}_{it} = \beta \bar{x}_{it} + \varepsilon'$ ；得殘差平方和 (RSS_0)

$$\bar{x}_{it} = y_{it} - \frac{\sum_t x_{it}}{T}$$



$$\bar{y}_{it} = y_{it} - \frac{\sum_t y_{it}}{T}$$

ii. $\tilde{y}_{it} = \beta \tilde{x}_{it} + \left(x'_{it} q_{it} - \frac{\sum_t x'_{it} q_{it}}{T}, \dots, \frac{\sum_t x'_{it} q_{it}^m}{T} \right) + \varepsilon''$; 得殘差平方和 (RSS_1)

$$\tilde{x}_{it} = x_{it} - \frac{\sum_t x_{it}}{T}$$

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - \frac{\sum_t y_{it}}{T}$$

iii. 卡方統計量： $LM=TN (RSS_0 - RSS_1) / RSS_0 \sim \chi^2_{mk}$

F 統計量： $LM_F = \{ (RSS_0 - RSS_1) / mk \} / \{ RSS_1 / (TN - N - mk) \} \sim F[mk, TN - N - mk]$

能藉由不同分配的 LM 統計量，檢定模型存在非線性關係 (Luukkonen et al., 1988) 與否。

步驟二、轉換模型之選取

當上述結果為拒絕線性時，再決定合適的轉換模型 ($m=1$ 及 $m=2$)。以往的模型當中，並未對參數之一致性加以說明，因普遍的模型一般都具有較長的橫斷面 (Cross section) 資料，然時間序列資料則較短。Lundbergh et al. (2003) 提出依時縱橫平滑移轉迴歸 (Time Varying Panel Smooth Transition Regression, TV-PSTR)，來進行參數一致性的檢定，模型設定如下：

$$y_{it} = \alpha_i + (\beta'_{10} x_{it} + \beta'_{11} x_{it} g(q_{it}; \gamma_1; c_1)) + f(t; \gamma_2; c_2) (\beta'_{20} x_{it} + \beta'_{21} x_{it} g(q_{it}; \gamma_1; c_1)) + \varepsilon_{it} \quad (3-13)$$

其中， $f(\cdot)$ 函數則是以時間作為轉換變數，因此可將方程式 (3-13) 改寫為下式：

$$y_{it} = \alpha_i + (\beta'_{10} + \beta'_{20} f(t; \gamma_2; c_2)) x_{it} + (\beta'_{11} + \beta'_{21} f(t; \gamma_2; c_2)) x_{it} g(q_{it}; \gamma_1; c_1) + \varepsilon_{it} \quad (3-14)$$

這個是透過 $f(\cdot)$ 函數評估參數是有無一致性， $f(\cdot)$ 設定如下：

$$f(t; \gamma_2; c_2) = (1 + \exp(-\gamma_2 \prod_{j=1}^h (t - c_{2j})))^{-1} \quad (3-15)$$

為了解決認定問題，接著把 $f(\cdot)$ 函數進行一階泰勒展開式，並將方程式(3-13)更換成為下列式子：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_{10}'x_{it} + \beta_1^* x_{it}t + \beta_2^* x_{it}t^2 + \dots + \beta_h^* x_{it}t^h + (\beta_{20}'x_{it} + \beta_{h+1}^* x_{it}t + \dots + \beta_{2h}^* x_{it}t^h)g(q_{it}; \gamma_1; c_1) + \varepsilon_{it}^* \quad (3-16)$$

當 $m=1$ ，TV-PSTR 模型為單調轉換；當 $m=2$ ，TV-PSTR 以 $(c_{21} + c_{22}) / 2$ 作為中心，並以對稱的方式進行轉換，如圖 3-3 所示。

檢驗方程式(3-13)之 γ_2 是否為零以及檢定方程式(3-16)中 $\beta_1^* = \dots = \beta_h^* = \dots = \beta_{2h}^* = 0$ ，兩者具有一致的統計意義。在虛無假設下均代表 $\{\varepsilon_{it}^*\} = \{\varepsilon_{it}\}$ ，因此以一階泰勒展開式逼近不會影響不對稱分配理論。該檢定方法與前面介紹方法相似，於虛無假設下可以簡單地檢驗 LM 統計量。第一步將方程式(3-13)中的固定效果去除，然後估算轉換模型之 LM 統計量。於 LM 統計量檢驗中，可以將其分為自由度為 $2hk$ 的卡方統計量，以及自由度為 $(2hk, TN-N-2k(h+1) - (m+1))$ 的 F 統計量。

步驟三、轉換區間門檻個數之檢定

在這個步驟中，我們旨在檢定異質性是否還存在，並且選擇適當的門檻數 ($j=1, \dots, r$)。我們假設方程式(3-6)和方程式(3-7)，因為 PSTR 模型有可相加性之性質，能夠有效解釋縱橫資料中的異質性問題。在方程式(3-6)中，我們首先假設 $r=1$ ，若該假設成立，接著將繼續在方程式(3-11)中進行 $r=2$ 的假設檢定。因此，可把方程式(3-6)進一步擴展為下列公式：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0'x_{it} + \beta_1'x_{it}g_1(q_{it}^1; \gamma_1; c_1) + \beta_2'x_{it}g_2(q_{it}^2; \gamma_2; c_2) + \varepsilon_{it} \quad (3-17)$$

轉換變數 q_{it}^1 和 q_{it}^2 可以是相同的變數，也可以是不同的變數。在虛無假設下 $\gamma_2 = 0$ ，若假設檢定結果為拒絕虛無假設，即意味著模型中存在三個區間；然而，該假設檢定會一直進行檢驗，直到檢定結果接受虛無假設為止，此時可決定門檻的數量 r 。

計算 LM 統計量的方法與前兩步驟相同，首先求出 $g_2(q_{it}^2; \gamma_2; c_2)$ 的一階泰勒展開式，再用此展開式取代 $g_2(q_{it}^2; \gamma_2; c_2)$ ，進而轉換方程式(3-11)為輔助迴歸方程式：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0^* x_{it} + \beta_1^* x_{it} g_1(q_{it}^1; \gamma_1; c_1) + \beta_{21}^* x_{it} g_{it}^2 + \beta_{22}^* x_{it} (g_{it}^{(2)})^2 + \dots + \beta_{2m}^* x_{it} (g_{it}^{(2)})^m + \varepsilon_{it}^* \quad (3-18)$$

檢定異質性是否還存在之虛無假設設定為 $H_0^* : \beta_{21}^* = \dots = \beta_{2m}^* = 0$ 。以 H_0^* 的假設前提之下，其 LM 統計量一樣可以分為卡方統計量與 F 統計量，兩種統計量的自由度分別為 x_{mk}^2 與 $F[mk, TN-N-2-K(m+2)]$ (Lundbergh et al., 2003)。

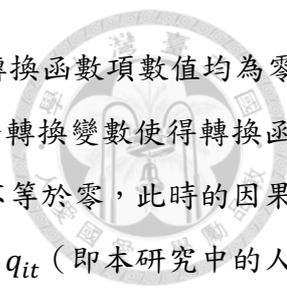
3.8 縱橫平滑移轉向量自我迴歸模型設定

利用 (3-4) 及 (3-5) 的縱橫向量自我迴歸模型，且 (3-6) 式擴充為包含 r 個轉換函數的型式，可形成如下的縱橫平滑轉換向量自我迴歸模型，公式如下所示：

$$Y_{it} = \alpha_{1i} + \sum_{k=1}^K \beta_{11k} RE_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{12k} Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{13k} K_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{14k} L_{it-k} + \sum_{j=1}^r \left(\sum_{k=1}^K \beta'_{11kj} RE_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta'_{12kj} Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta'_{13kj} RE_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta'_{14kj} Y_{it-k} \right) G_j(q_{it}; \gamma_j; c_j) + \varepsilon_{1it} \quad (3-19)$$

$$RE_{it} = \alpha_{2i} + \sum_{k=1}^K \beta_{21k} RE_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{22k} Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{23k} K_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{24k} L_{it-k} + \sum_{j=1}^r \left(\sum_{k=1}^K \beta'_{21kj} RE_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta'_{22kj} Y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta'_{23kj} RE_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta'_{24kj} Y_{it-k} \right) G_j(q_{it}; \gamma_j; c_j) + \varepsilon_{2it} \quad (3-20)$$

在 (3-19) 與 (3-20) 式中，再生能源使用率與經濟成長率的因果關係取決於下列估計係數是否顯著異於零。例如，若 $\beta_{11k} + \beta'_{11kj} \sum_{j=1}^r G_j(q_{it}; \gamma_j; c_j)$, $k = 1, \dots, K$ 的估計係數顯著異於零，表示再生能源使用率將影響經濟成長率變動，或稱再生能源使用率是經濟成長率的因。若 $\beta_{22k} + \beta'_{22kj} \sum_{j=1}^r G_j(q_{it}; \gamma_j; c_j)$, $k = 1, \dots, K$ 的估計係數顯著異於零，表示經濟成長率將影響再生能源使用率的變動，或者稱經濟成長率是再生能源使用率的因。當兩變數皆會影響彼此時，再生能源使用率與經濟成長率互為雙向的因果關係。



當轉換變數使得轉換函數的數值為零時，(3-19)與(3-20)式中轉換函數項數值均為零，此時的因果關係即為傳統的縱橫向量自我迴歸模型的結果；反之，若轉換變數使得轉換函數的數值均不為零時，(3-19)與(3-20)式中含轉換函數項的數值均不等於零，此時的因果關係存在門檻效果，隨轉換變數在不同的區間而改變。因此，轉換變數 q_{it} （即本研究中的人均GDP）在因果關係上扮演著關鍵角色，且傳統的縱橫向量自我迴歸模型之估計結果僅為本研究的一種特例。

第 4 章、實證結果與分析



4.1 各變數之敘述統計

在進入實證模型之研究前，首先了解本研究之樣本資料特性，本節先針對各項變數之敘述統計進行探討，選取的敘述統計量包含平均數、標準差、最小值、最大值、偏態係數及峰態係數。表 4-1 為各項變數之敘述統計結果。

表 4-1、各項變數敘述統計表

變數	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數
RE (%)	24.146	23.680	97.42	0	2.274	55.085
Y (%)	3.584	4.339	86.827	-28.002	1.157	3.514
GDP (美元)	15,480.13	19,014.95	12,3678.7	118.33	1.996	7.825
K (%)	24.126	7.222	69.473	0	1.272	6.879
L (%)	60.657	9.586	94.3	0	-0.165	4.242

註：

1. RE：再生能源使用率；Y：經濟成長率；GDP：人均 GDP；K：資本形成占 GDP 比率；L：勞動參與率。
2. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。

4.2 縱橫單根檢定

在進行實證模型之研究前，本研究對實證資料之各項變數進行單根檢定，將以 ADF-Fisher 縱橫單根檢定法，檢驗資料呈現定態與否。

假設檢定的虛無假設為資料存在單根（非定態），對立假設為不存在單根（定態）。檢定結果如表 4-2 所示，再生能源使用率（RE）與經濟成長率（Y）在檢定水準下均顯著拒絕虛無假設，代表時間序列為定態資料。

表 4-2、ADF-Fisher 單根檢定結果

變數	統計量	P-Value
RE	2733.3986	0.0000***
Y	566.0401	0.0000***
K	644.56	0.0000***

L

1340.060

0.0000***



註：

1. RE：再生能源使用率；Y：經濟成長率；GDP：人均 GDP；K：資本形成占 GDP 比率；L：勞動參與率。
2. *、**、***分別代表顯著水準在 10%、5%及 1%下顯著。
3. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。

4.3 縱橫向量自我迴歸模型實證

4.3.1 決定最適落後期數

進行 PVAR 分析前，須先確認落後期數的選擇。本研究採用 Andrews and Lu (2001) 為 GMM 模型所提出的 Moment and Model Selection Criteria (MMSC) 作為判斷。MMSC 類似最大概模型的選擇標準，即赤池訊息量準則 (Akaike Information Criteria, AIC)、貝氏訊息量準則 (Bayesian Information Criteria, BIC) 及 Hannan-Quinn 訊息準則 (Hannan-Quinn Information Criteria, HQIC)。在選擇最適落後期數時，基本的判斷準則是選取 AIC、BIC 及 HQIC 最小數值作為最佳的落後期數。

依據表 4-3 可知，落後 1 期的 MBIC 為 -376.8254，小於落後 2 / 3 / 4 期的 -295.0976 / -202.0708 / -105.6819；落後 2 期的 MAIC 為 -45.1203，小於落後 1 / 3 / 4 期的 -38.2903 / -38.0617 / -25.0333；最後，落後 1 期的 MQIC 為 -164.5559，小於落後 2 / 3 / 4 期的 -138.7368 / -99.7353 / -55.4872。

由於落後 1 期的 MBIC 及 MQIC 皆為四期比較之中數值最小的，故本研究將選定最適落後期數為 1 期進行後續實證分析。另外，雖 AIC 的最適落後期為 2，但樣本資料越大時，BIC 準則的準確程度比 AIC 準則高，故亦選擇最適落後期數為 1。

表 4-3、最適落後期數選擇

落後期數	MBIC	MAIC	MQIC
1	-376.8254	-38.2903	-164.5559
2	-295.0976	-45.1203	-138.7368
3	-202.0708	-38.0617	-99.7353
4	-105.6819	-25.0333	-55.4872

資料來源：本研究自行整理。



4.3.2 實證結果分析

確認最適落後期數為 1 期後，可以運用 PVAR (1) 作為估計模型。由 4-1&4-2 式可知，在 5% 顯著水準之下，再生能源使用率對於經濟成長率的影響並不顯著；經濟成長率顯著地對再生能源使用率造成負面影響。換言之，再生能源使用率與經濟成長率存在單向的因果關係。

4-1 及 4-2 式與表 4-4 為再生能源使用率 (RE)、經濟成長率 (Y) 在落後期數 $p = 1$ 時 PVAR (1) 模型估計結果：

$$Y_{it} = \alpha_{1i} - 0.021RE_{it-1} + 0.974Y_{it-1} + 0.028K_{it-1} + 0.175L_{it-1} + \varepsilon_{1it} \quad (4-1)$$

$$RE_{it} = \alpha_{2i} + 0.417RE_{it-1} - 0.095Y_{it-1} - 0.218K_{it-1} - 0.433L_{it-1} + \varepsilon_{2it} \quad (4-2)$$

表 4-4、PVAR (1) 模型估計結果

		RE			Y		
變數	係數	標準誤	P-value	係數	標準誤	P-value	
RE (-1)	0.417	0.051	0.000***	-0.021	0.024	0.380	
Y (-1)	-0.095	0.044	0.029**	0.974	0.021	0.000***	
K (-1)	-0.218	0.064	0.001***	0.028	0.029	0.324	
L (-1)	-0.433	0.134	0.001***	0.175	0.074	0.018**	
AIC			-38.2903				
BIC			-376.8254				

註：

1. RE：再生能源使用率；Y：經濟成長率；GDP：人均 GDP；K：資本形成占 GDP 比率；L：勞動參與率。
2. 括號中的數字-1 代表落後 1 期。
3. *、**、*** 分別代表顯著水準在 10%、5% 及 1% 下顯著。
4. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。

本文另運用 Granger 因果關係檢定變數間是否有領先落後關係，結果如表 4-5 所示。研究顯示，5% 顯著水準下，再生能源使用率與經濟成長率存在單向因果關係。其中，經濟成長率顯著地單向影響再生能源使用率變動。

表 4-5、Granger 因果關係檢定結果

Granger 因果關係檢定	Chi-square	P-value
$Y \rightarrow RE$	4.761	0.029**
$RE \rightarrow Y$	0.772	0.380

註：

1. RE：再生能源使用率；Y：經濟成長率。
2. *、**、***分別代表顯著水準在 10%、5%及 1%下顯著。

資料來源：本研究自行整理。

4.4 縱橫平滑移轉迴歸模型實證

本節結合 Sims(1980,1982)所提出的 VAR 模型及 González Teräsvirta and van Dijk (2004, 2005) 所提出的 PSTR 模型，來檢定再生能源使用率與經濟成長率間的因果關係，是否受門檻變數-人均 GDP 之影響而改變。基於模型設定，首先應使用同質性檢定確認變數是否呈非線性影響，其次為確定區間個數之參數設定，最後再探討 PST-VAR 模型結果。

4.4.1 同質性檢定

本研究將使用 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF) 及 LRT (LRT) 三種同質性檢定方法，以確認變數與變數之間是否存在非線性關係，若非存在非線性關係，縱橫平滑移轉模型 (PST-VAR) 將不會找出任何的門檻值，亦無法進行後續分析。

由表 4-6 中可知，落後一期的再生能源使用率、經濟成長率對再生能源使用率及經濟成長率之影響，經 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF) 及 LRT (LRT) 三種方法檢定模型是否為非線性，檢測結果顯示 Wald Test (LM)、Fisher Test (LMF)、LRT (LRT) 的統計量分別為在 1%之信賴水準下，三種方法皆顯著拒絕虛無假設 (線性)，代表再生能源使用率 (RE) 及經濟成長率 (Y) 可作為被解釋變數，且以落後一期的再生能源使用率、經濟成長率作為解釋變數時，本模型將呈現非線性模型。

表 4-6、同質性檢定

H_0 : Linear Model ($r = 0$)
H_1 : PST-VAR model with at least one Threshold Variable ($r \geq 1$)

檢定方法	再生能源使用率		經濟成長率	
	統計量	P-value	統計量	P-value
m=1				
Wald Test (LM)	64.082	0.000***	33.489	0.000***
Fisher Test (LMF)	16.229	0.000***	8.370	0.000***
LRT (LRT)	64.963	0.000***	33.728	0.000***
m=2				
	統計量	P-value	統計量	P-value
Wald Test (LM)	79.089	0.000***	58.895	0.000***
Fisher Test (LMF)	10.063	0.000***	7.428	0.000***
LRT (LRT)	80.437	0.000***	59.638	0.000***

註：

1. r 代表轉換函數個數； m 代表位置參數個數。
2. LM代表 x^2 統計量；LMF代表F統計量；LRT代表t統計量。
3. *、**、***分別代表顯著水準在10%、5%及1%下顯著。
4. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。

4.4.2 選定轉換模型

在確認模型存在非線性關係後，接著需要選擇轉換模型。縱橫平滑移轉模型(PST-VAR)有兩個重要的參數需要設定：門檻數和空間向量位置。門檻數通常是使用區間轉換檢測進行選擇，而空間向量位置則是使用模型配適度進行選擇。本研究將分別針對邏輯型模型和指數型模型進行同質性檢定。當檢定資料呈現非線性關係時，我們以赤池信息量準則(Akaike Information Criterion, AIC)和貝葉斯信息準則(Bayesian Information Criterion, BIC)等評估標準來分析檢測結果。

由表 4-7 中可得知，以再生能源使用率為被解釋變數時，AIC、BIC 統計量在 $m=1$ 時皆小於 $m=2$ ，故選擇 $m=1$ 為轉換模型；而以經濟成長率為被解釋變數時，AIC、BIC 統計量在 $m=1$ 時皆小於 $m=2$ ，故亦選擇 $m=1$ 為轉換模型，即本研究之兩模型皆為邏輯型模型。

表 4-7、轉換模型選定

檢定方法	再生能源使用率		經濟成長率	
	m=1	m=2	m=1	m=2
AIC	0.058	0.075	1.396	1.404
BIC	0.068	0.086	1.407	1.415

註：

1. 以 AIC 及 BIC 為準則，數值越小者越適合。
2. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。

4.4.3 門檻數量估計

轉換模型選定後，將分析區間轉換個數以決定本研究門檻數量，此一階段同前述同質性檢定，使用 Wald Test (LM)、Fisher Test 及 LRT (LRT) 三種檢定方法。

表 4-8 是模型對轉換函數個數的檢定，由表中可觀察到，LM、LMF 及 LRT 三種檢定結果之 p 值皆不顯著，即表示不拒絕兩模型存在有一個平滑移轉函數 ($r=1$) 之虛無假設。因此，本研究之兩模型轉換函數之個數選擇為 1 ($r=1$)。

表 4-8、轉換區間個數檢定 ($r=1$)

檢定方法	再生能源使用率		經濟成長率	
	統計量	P-value	統計量	P-value
Wald Test (LM)	4.685	0.321	7.901	0.095*
Fisher Test (LMF)	1.153	0.330	1.947	0.100*
LRT (LRT)	4.690	0.321	7.914	0.095*

註：

1. 代表轉換函數個數；m 代表位置參數個數。
2. LM 代表 x^2 統計量；LMF 代表 F 統計量；LRT 代表 t 統計量。
3. *、**、*** 分別代表顯著水準在 10%、5% 及 1% 下顯著。
4. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。



4.4.4 模型估計結果與影響

根據前述同質性檢定、選定轉換模型及門檻數量估計三步驟的檢定結果，兩模型的轉換型態皆為邏輯型模型（ $m=1$ ）、門檻數量皆為 1 個（ $r=1$ ），模型的設計如公式 4-3、4-4 所示：

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \alpha_{1i} + \beta_{11}RE_{it-1} + \beta_{12}Y_{it-1} + \beta_{13}K_{it-1} + \beta_{14}L_{it-1} \\ & + (\beta_{21}RE_{it-1} + \beta_{22}Y_{it-1} + \beta_{23}K_{it-1} + \beta_{24}L_{it-1}) \times G(GDP_{it}; \gamma; c) \\ & + \varepsilon_{1it} \end{aligned} \quad (4-3)$$

$$\begin{aligned} RE_{it} = & \alpha_{2i} + \beta_{11}RE_{it-1} + \beta_{12}Y_{it-1} + \beta_{13}K_{it-1} + \beta_{14}L_{it-1} \\ & + (\beta_{21}RE_{it-1} + \beta_{22}Y_{it-1} + \beta_{23}K_{it-1} + \beta_{24}L_{it-1}) \times G(GDP_{it}; \gamma; c) \\ & + \varepsilon_{2it} \end{aligned} \quad (4-4)$$

其中， RE_{it} 表示再生能源使用率、 Y_{it} 表示經濟成長率； RE_{it-1} 、 Y_{it-1} 、 K_{it-1} 及 L_{it-1} 則代表落後一期的再生能源使用率、經濟成長率、資本形成占 GDP 比率及勞動參與率； $G(\cdot)$ 代表移轉函數； γ 代表轉移速度； c 為門檻值。

迴歸式決定後，接著分析兩模型的估計結果與變數影響。以人均 GDP（GDP）作為門檻變數，預估解釋變數-落後一期的再生能源使用率（ RE_{it-1} ）、落後一期的經濟成長率（ Y_{it-1} ），對被解釋變數-再生能源使用率（ RE_{it} ）、經濟成長率（ Y_{it} ）之影響。再生能源使用率與經濟成長率之估計結果如表 4-9 所示。

表 4-9、PST-VAR 模型估計結果

再生能源使用率 (RE)					經濟成長率 (Y)		
變數	參數	係數	標準誤	t 統計量	係數	標準誤	t 統計量
RE(-1)	β_{11}	0.9823	0.0027	364.4962***	0.0051	0.0048	1.0624
	β_{21}	0.0310	0.0044	7.0708***	-0.0300	0.0088	-3.4110***
Y(-1)	β_{12}	-0.0663	0.0212	-3.1322***	0.4164	0.0454	9.1648***
	β_{22}	0.0756	0.0251	3.0098***	0.0387	0.0706	0.5482
K(-1)	β_{31}	0.0076	0.0069	1.0950	-0.0031	0.0184	-0.1674
	β_{32}	-0.0053	0.0104	-0.5064	-0.0531	0.0318	-1.6690**
L(-1)	β_{41}	-0.0069	0.0062	-1.1054	0.0224	0.0108	2.0702***
	β_{42}	-0.0026	0.0047	-0.5502	0.0082	0.0129	0.6385
c			15,129		14,323		
γ			0.7841		5.5872		

註：

1. 括號中的數字-1 代表落後 1 期。
2. *、**、*** 分別代表顯著水準在 10%、5% 及 1% 下顯著。
3. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。



4.4.5 被解釋變數之影響

如表 4-10 實證結果顯示，以再生能源使用率為被解釋變數模型的門檻值 c 為 15,129、模型之轉換速度 γ 為 0.7841。此模型可分為兩個區域，包括人均 GDP 小於 15,129 美元或人均 GDP 大於 15,129 美元作為門檻區間。各係數之 t 統計量除了在 K_{it-1} 的 β_{31} 、 β_{32} 及 L_{it-1} 的 β_{41} 、 β_{42} 外，其餘皆在 1% 顯著水準下，呈現顯著的結果。

而以經濟成長率為被解釋變數模型的門檻值 c 為 14,323、模型之轉換速度 γ 為 5.5872。此模型可分為兩個區域，包括人均 GDP 小於 14,323 美元或人均 GDP 大於 14,323 美元作為門檻區間。其中，影響落後一期再生能源使用率的係數 β_{11} 之 t 統計量並不顯著。

表 4-11、4-12 分別代表再生能源使用率與經濟成長率在不同區間時的變數相關性。由表 4-11、4-12 可得出以下結果：

在人均 GDP (GDP) 小於 14,323 美元時，再生能源使用率的變動對經濟成長率的影響係數為 0.0051，但此影響並不顯著；而當人均 GDP (GDP) 大於 14,323 美元時，再生能源使用率的變動對經濟成長率的影響係數為 -0.0249，此影響亦並不顯著。

在人均 GDP (GDP) 小於 15,129 美元時，經濟成長率的變動對再生能源使用率的影響係數為 -0.0663，且此影響在 1% 信心水準下顯著；當人均 GDP (GDP) 大於 15,129 美元時，影響係數為 0.0093，且此影響亦在 1% 顯著水準下顯著。

由上述結果可知，經濟成長率對再生能源使用率具有單向因果關係。其中，當一國經濟規模 (人均 GDP) 達一定水準時，將使該國經濟成長率對再生能源使用率之影響由負向轉為正向。

表 4-10、再生能源使用率之變數相關性影響

人均 GDP	$c < 15,129$	$c > 15,129$
解釋變數	係數	係數
RE(-1)	0.9823***	1.0133***
Y(-1)	-0.0663***	0.0093***

註：

1. 表格為各變數對 RE 之影響關係， c 為門檻值人均 GDP (GDP)，括號中的數字 -1 代表前一期。
2. *、**、*** 分別代表顯著水準在 10%、5% 及 1% 下顯著。
3. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。



表 4-11、經濟成長率之變數相關性影響

人均 GDP	$c < 14,323$	$c > 14,323$
解釋變數	係數	係數
RE(-1)	0.0051	-0.0249
Y(-1)	0.4164***	0.4551

註：

1. 表格為各變數對 Y 之影響關係，c 為門檻值人均 GDP (GDP)，括號中的數字 -1 代表前一期。
2. *、**、*** 分別代表顯著水準在 10%、5% 及 1% 下顯著。
3. 樣本數：2,884。

資料來源：本研究自行整理。

4.5 討論

本節欲以本研究使用之模型及資料，仿效過往使用再生能源、經濟成長、資本及勞動等四變數研究再生能源與經濟成長因果關係之相關文獻所得結果，用以觀察本研究所使用之模型及使用更長期間之資料分析，是否會得出不一樣之結果。以下將先回顧相關文獻，再說明以本研究模型及資料所得出之結果。

Apergis and Payne (2010) 研究 1992-2007 年俄羅斯、烏克蘭、哈薩克等 13 個歐亞大陸國家的再生能源消耗與經濟成長之間的因果關係，並在解釋變數中加入資本形成總額及勞動人口數兩變數以解決遺漏變數之問題。研究結果使用 ECM 模型，發現再生能源消耗和經濟成長存在雙向因果關係。本文利用 PVAR 模型分析 1990-2019 年 Apergis and Payne (2010) 研究的俄羅斯、烏克蘭、哈薩克等 13 個歐亞大陸國家再生能源與經濟成長間的因果關係，所得結果為兩變數不具有因果關係，與 Apergis and Payne (2010) 互為因果之研究結果有所不同。該文獻與本文所使用之變數、模型及研究結果呈現於表 4-12。

Ozcan and Ozturk (2019) 使用了 Emirmahmutoglu-Kose bootstrap Granger 因果關係檢定，分析中國、巴西、墨西哥等 17 個新興國家 1990-2016 年的再生能源和經濟成長之間的關係，並於模型中加入資本形成總額及勞動人口數兩變數作為控制變數，避免發生遺漏變數之誤差。研究結果發現，再生能源消耗和經濟成長之間的並不具有因果關係。作者們推測，由於大多數新興市場經濟體在可再生能源發電量和消耗量方面仍然較低，因此在這些國家，再生能源領域的投資不足以推動經濟成長。本文利用 PVAR 模型分析 1990-2019 年 Ozcan and Ozturk (2019) 研究的中國、巴西、墨西哥等 17 個新興國家再生能源與經濟成長之間的因果關係，

所得結果為兩變數不具有因果關係，係與 Ozcan and Ozturk (2019) 之研究結果相同。該文獻與本文所使用之變數、模型及研究結果如表 4-13 所示。

Rahman and Velayutham (2020) 研究 1990-2014 年期間孟加拉、印度、尼泊爾、巴基斯坦及斯里蘭卡等五個南亞國家的再生能源消耗、不可再生能源消耗和經濟成長間的關係，此研究使用成長模型之變數-資本形成總額及勞動人口數作為解釋變數，以降低遺漏變數發生之可能性。該研究使用 Panel Cointegration Test、Panel FMOLS 和 Panel Granger 因果關係檢定，研究結果顯示，經濟成長對再生能源消耗具有單向因果關係。本文利用 PVAR 模型分析 1990-2019 年 Rahman and Velayutham (2020) 所研究的孟加拉、印度、尼泊爾、巴基斯坦及斯里蘭卡等五個南亞國家再生能源與經濟成長之間的因果關係，所得結果為兩變數不具有因果關係，係與 Rahman and Velayutham (2020) 經濟成長對再生能源有單向因果關係之研究結果有所不同。該文獻與本文所使用之變數、模型及研究結果呈現於表 4-14。

表 4-12、本研究結果與 Apergis and Payne (2010) 之比較

	研究 國家	期間	變數	研究 方法	因果 關係
Apergis and Payne (2010)	13 個 歐洲國家	1992- 2017	RE: 再生能源電力消耗量 Y: 實質 GDP K: 資本形成總額 L: 勞動人口數	PVECM	$RE \leftrightarrow Y$
本研究 資料	13 個 歐洲國家 (樣本數 2,884)	1990- 2019	RE: 再生能源使用率 Y: 經濟成長率 K: 資本形成占 GDP 比率 L: 勞動參與率	PVAR	$RE \nleftrightarrow Y$

資料來源：本研究自行整理。

表 4-13、本研究結果與 Ozcan and Ozturk (2019) 之比較

	研究 國家	期間	變數	研究 方法	因果 關係
Ozcan and Ozturk (2019)	17 個 開發中 國家	1990- 2016	RE: 再生能源 電力消耗量 Y: 實質 GDP K: 資本形成 總額 L: 勞動人口數	Emirmahmutoglu- Kose bootstrap Granger 因果關係檢定	$RE \leftrightarrow Y$
本研究 資料	17 個 開發中 國家 (樣本數 2,884)	1990- 2019	RE: 再生能源 使用率 Y: 經濟成長率 K: 資本形成占 GDP 比率 L: 勞動參與率	PVAR	$RE \leftrightarrow Y$

資料來源：本研究自行整理。

表 4-14、本研究結果與 Rahman and Velayutham (2020) 之比較

	研究 國家	期間	變數	研究 方法	因果 關係
Rahman and Velayutham (2020)	5 個 南亞 國家	1990- 2014	NRE: 非再生能源電力 消耗量 RE: 再生能源電力 消耗量 Y: 實質 GDP K: 資本形成總額 L: 勞動人口數	Panel FMOLS	$Y \rightarrow RE$
本研究 資料	5 個 南亞 國家 (樣本數 2,884)	1990- 2019	RE: 再生能源使用率 Y: 經濟成長率 K: 資本形成占 GDP 比率 L: 勞動參與率	PVAR	$RE \leftrightarrow Y$

資料來源：本研究自行整理。

第 5 章、結論與建議



全球在積極發展再生能源以降低碳排放量的同時，各國政府及學者們相當關注發展再生能源是否會影響一國的經濟發展。目前多數文獻僅分析再生能源與經濟成長間的因果關係，並未考慮一國之經濟規模是否會影響此結果。因此，本研究以向量自我迴歸模型及縱橫平滑移轉迴歸模型建構縱橫向量自我迴歸模型及縱橫平滑移轉向量自我迴歸模型，用以評估再生能源使用率與經濟成長率在不考慮經濟規模及考慮經濟規模時的因果關係，以解決過往文獻較無關注的點。

實證結果顯示，在 PVAR 模型下，經濟成長率對再生能源使用率有單向的因果關係，且為負向影響，符合因果關係假說中的節能假說 (Conservation hypothesis)。在考慮門檻變數 (人均 GDP) 的 PST-VAR 模型下，人均 GDP 小於 15,129 美元時，經濟成長率對再生能源使用率有負向的單向因果關係；當人均 GDP 大於 15,129 美元時，經濟成長率對再生能源使用率則有正向的單向因果關係，此模型結果亦符合節能假說 (Conservation hypothesis)。

本研究結果顯示，當一國經濟規模 (人均 GDP) 較小時，提高經濟成長的同時將有可能抑制再生能源之發展；然而，當一國經濟規模達一定水準時，將使該國經濟成長對再生能源有顯著之正向影響。由本研究結果推斷，當一國之經濟規模較小時，經濟成長動能主要依靠技術較成熟且較便宜的傳統能源，因此要使該國經濟成長，將有可能抑制再生能源的發展；而當一國經濟規模較大時，該國較有豐富的資金及純熟的科技來發展再生能源，因此當經濟成長的同時亦會帶動再生能源的發展。

本研究的實證分析資料皆採用世界銀行的 World Development Indicators 資料庫，唯實際應用上仍有許多變數缺漏之問題。例如，本研究所使用之再生能源使用率、經濟成長率、人均 GDP、資本形成占 GDP 比率及勞動參與率的缺失比率分別為 9.57%、3.15%、7.80%、23.75% 及 49.86%，為未來若有更完善之資料庫能加以協助將有助於提高資料分析之準確程度。此外，本研究雖參考過往研究再生能源與經濟成長因果關係之相關文獻建議，將資本、勞力兩變數加入模型進行分析，以降低遺漏變數所產生之內生性問題，然實際上仍可能有潛在遺漏變數存在，後續研究者可多做留意。

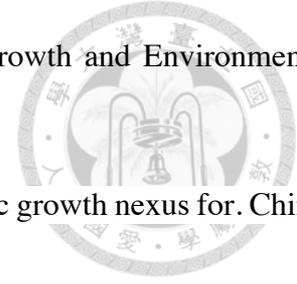
參考文獻



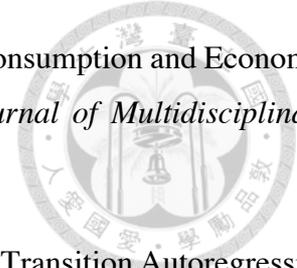
- 吳博欽、劉曉燕、徐園婷 (2019)。股市、房市與經濟成長之間的非線性與依時變動因果關係： FinTech 指數的角色。臺灣銀行季刊，70 (4) ，38-61。
- 張仲堯 (2016)。企業落實社會責任與經營績效之關聯性研究。國立臺灣大學國家發展研究所。
- 黃裕翔 (2021)。最適資本結構與獲利能力關係之探討-以台灣電子商務與貿易百貨業為實證。淡江大學財務金融研究所。
- Abrigo, M. & Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 3, 778-804.
- Abuaf, N. & Jorion, P. (1990). Purchasing Power Parity in the Long Run. *The Journal of Finance*, 45 (1), 157-174.
- Alkhars, M., Miah, F. & Qudrat-Ullah, H. (2020). A Systematic Review of the Relationship Between Energy Consumption and Economic Growth in GCC Countries. *Sustainability*, 12, 3845.
- Amin, S., B., Khan, F. & Rahman, M., A. (2022). The relationship between financial development and renewable energy consumption in South Asian countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 58022–58036
- Amri, F. (2017). Intercourse across economic growth, trade and renewable energy consumption in developing and developed countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 69, 527-534.
- Apergis, N., & Payne, J. E. (2010). Renewable energy consumption and growth in Eurasia. *Energy economics*, 32 (6), 1392-1397.
- Chen, C., Pinar, M. & Stengos, T. (2021). Determinants of renewable energy consumption: Importance of democratic institutions. *Renewable Energy*, 179, 75-83.
- Cho, S., Heo, E. & Kim, J. (2015). Causal relationship between renewable energy consumption and economic growth: comparison between developed and less-developed countries. *Geosystem Engineering*, 18 (6), 284-291.



- Colletaz, G. & Hurlin, C. (2006, August 24-28). *Threshold Effects in the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach* [Conference presentation]. 61th European Meeting of the Econometric Society.
- Dimitriadis, D., Katrakilidis, C. & Karakotsios, A. (2021). Investigating the dynamic linkages among carbon dioxide emissions, economic growth, and renewable and non-renewable energy consumption: evidence from developing countries. *Environment Science and Pollution Research*, 28, 40917-40928.
- Fouququ, J. & Hurlin, C. (2007). The Feldstein-Horioka puzzle: A panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling*, 25, 284-229.
- González, A., Teräsvirta, T. & van Dijk, D. (2004). Panel Smooth Transition. Regression Models and Application to Investment under Credit Constraints. Working Paper, Stockholm School of Economics, Stockholm, Sweden.
- Granger, C., (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 16, 121-130.
- Güney, T. (2020). Renewable energy consumption and sustainable development in high-income countries. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 28 (4), 376-385.
- Halkos, G. E. & Tzeremes, N. G. (2014). The effect of electricity consumption from renewable sources on countries' economic growth levels: Evidence from advanced, emerging and developing economies. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 39, 166-173.
- Hieu, V. M. & Mai, N. H. (2022). Impact of renewable energy on economic growth? Novel evidence from developing countries through MMQR estimations. *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 578-593.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H. S. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, 56 (6), 1371-1395.
- Isik, C., Dogru, T. & Turk, E. S. (2017). A nexus of linear and non-linear relationships between tourism demand, renewable energy consumption, and economic growth: Theory and evidence. *International Journal of Tourism Research*, 20 (1), 38-39.



- Kahia, M., Omri, A. & Jarraya, B. (2021). Green Energy, Economic Growth and Environmental Quality Nexus in Saudi Arabia. *Sustainability*, 13 (3), 1264.
- Lin, B. & Moubarak, M. (2014). Renewable energy consumption-economic growth nexus for. China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 40, 111-117.
- Menegaki, A. N. (2011). Growth and renewable energy in Europe: A random effect model with evidence for neutrality hypothesis. *Energy economics*, 33 (2), 257-263.
- Nan, S., Wang, Z., Wang, J. & Wu, J. (2022). Investigating the Role of Green Innovation in Economic Growth and Carbon Emissions Nexus for China: New Evidence Based on the PSTR Model. *Sustainability*, 14 (24).
- Omri, A., Mabrouk, N., B. & Sassi-Tmar, A. (2015). Modeling the causal linkages between nuclear energy, renewable energy and economic growth in developed and developing countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 42, 1012-1022.
- Ozcan, B., & Ozturk, I. (2019). Renewable energy consumption-economic growth nexus in emerging countries: A bootstrap panel causality test. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 104, 30-37.
- Ozturk, I., (2010). A Literature Survey on Energy-Growth Nexus. *Energy Policy*, 38, 340-349.
- Payne, J. E. (2010). A Survey of the Electricity Consumption-Growth Literature. *Applied Energy*, 87, 723-731.
- Rahman, M. M., & Velayutham, E. (2020). Renewable and non-renewable energy consumption-economic growth nexus: new evidence from South Asia. *Renewable Energy*, 147, 399-408.
- Raza, S. A., Qureshi, M. A., Ahmed, M., Qaiser, S., Ali, R. & Ahmed, F. (2020). Non-linear relationship between tourism, economic growth, urbanization, and environmental degradation : evidence from smooth transition models. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 1426-1442
- Sadorsky, P. (2009). Renewable energy consumption, CO2 emissions and oil prices in the G7 countries. *Energy Economics*, 31 (3), 456-462.



- Tariq, G., Sun, H., Haris, M., Javaid, H., M. & Kong, Y. (2018). Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Four Developing Countries. *American Journal of Multidisciplinary Research*, 7 (1).
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-218.
- Teräsvirta, T. (1998). Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions. *Handbook of Applied Economic Statistics*, 229-246.
- Ullah, A., Zhang, Q., Raza, A., S. & Ali, S. (2021). Renewable energy: Is it a global challenge or opportunity? Focusing on different income level countries through Panel Smooth Transition Regression Model. *Renewable Energy*, 177, 689-699.
- Wang, Q. & Wang, L. (2020). Renewable energy consumption and economic growth in OECD countries: A nonlinear panel data analysis. *Energy*, 207, 118200.
- Wang, Q., Dong, Z., Li, R. & Wang, L. (2022a). Renewable energy and economic growth: New insight from country risks. *Energy*, 238.
- Wang, Q., Dong, Z., Li, R. & Wang, L. (2022b). Revisiting renewable energy and economic growth- Does trade openness a matter? *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 31727-31740.
- Wang, Z. X., Hao, P. & Yao, P. Y. (2017). Non-Linear Relationship between Economic Growth and CO₂ Emissions in China: An Empirical Study Based on Panel Smooth Transition Regression Models. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14 (12),1568.
- Yusuf, B., Metehan Y. & Sefer U. (2011). Renewable Electricity Generation and Economic Growth: Panel Data Analysis for OECD Members. *International Research Journal of Finance and Economics*, 66, 59-66.