

國立政治大學財政學系

博士論文

指導教授：黃宗煌 博士

產業部門能源需求與碳排放之驅動力與  
效率的實證研究



研究生：單珮玲 撰

中華民國九十九年九月

## 謝 辭

經過多年的努力，終於完成了這本論文。回首撰寫期間的點滴過程，雖是極具艱辛，但最令我感念的是指導教授黃宗煌博士，在我學術生涯與生命歷程中，擴展我生命的寬度與學習的深度。恩師學識淵博，待人處世更是極為謙卑，實令人由衷欽佩，也是我學習的典範。在論文寫作期間，恩師曾犧牲無數的假期，為我導正觀念、確立研究方向，也極其辛勞的引導我試出最理想的模型。念此浩瀚師恩，永銘在心。

感謝口試委員的斧正指導，使本論文更臻完善。周登陽博士遠從嘉義中正大學百忙撥冗擔任口試委員，周老師學識涵養極佳，提供諸多寶貴意見；黃明聖博士是我博士班總體經濟的啟蒙恩師，在論文的結構上給予適切的指導；賴育邦博士在環境經濟理論上具有深厚的功力，在研究分析上給予許多提醒；吳文傑博士是我計量經濟的啟蒙恩師，對於模型的設定與檢定提供極為重要的指正。此外，也要感謝徐偉初教授、曾巨威教授與陳香梅教授在求學期間給予的鼓勵與支持。

研究過程中，感謝嶺東科技大學楊永列院長在計量相關分析與 Frontier 軟體操作方面，給予大力指導，使本論文之計量分析得以順利進行。也感謝耿信協助指導 E-Views 軟體的操作。另外，極為感謝宴如學姐與同窗好友儷文給予我精神支持，也要謝謝一路上陪著我學習「菩提道次第廣論」的鄭月英師姐與其他師兄、師姐們；在論文即將完成階段，也謝謝遠在「台南講堂」的如印法師給予的諄諄教誨與開示。

在這段求學過程中，感謝財政部稅制委員會湯執行秘書明輝給予的肯定、宛如科長的大力支持與本科同仁的體諒。

感謝父母的無限付出與手足親情給予的深切關懷，尤其是家父每天給予的親切叮嚀。最後也要感謝一對兒女的支持與陪伴，使我在佈滿荊棘的學習路途中，克服一切困難，順利完成博士學位。

謹將此榮耀獻予所有給我順緣與增上緣的人共同分享。

單珮玲 謹誌

2010 年 9 月於國立政治大學財政研究所

## 摘要

本研究包括 3 個研究議題。鑑於傳統文獻在拆解 CO<sub>2</sub> 排放量或能源需求量時，均以全國人均 GDP 及人口數為重要的組成因素，因而導致此二因素的貢獻度不因污染物而異，亦不因產業不同而有別，拆解結果的政策意涵更是有限；是以，本論文第一個議題以拉氏指數法和算術平均迪氏指數法之加法型態，將不同部門別(包括農業、工業、服務業與運輸業)燃燒能源所產生之 CO<sub>2</sub> 排放量，拆解成 5 種不同的組成因素(包括：碳密集度、部門結構、能源密集度、部門就業量及經濟規模等)，藉以改善前述問題。此外，本文進一步根據拆解結果，分析各項政策工具(如環境稅、進口關稅)與經濟變數(如貿易條件)對於各組成因素之貢獻量的影響效果，為因素拆解的結果增添饒具意義之政策意涵。

第 2 個議題係為建立節能減排的有效政策工具，須先詳實掌握各項政策工具對節能減排與經濟成長的影響，乃深入回顧相關文獻之理論與實證方法，據以建立適合台灣的 3E 聯立模型，並進行實證分析，藉以推估多項政策工具(如環境稅、關稅等及能源價格等)與經濟變數(如貿易條件、所得等)對於節能減排與 GDP 的影響。實證分析結果顯示，台灣之能源消費、CO<sub>2</sub> 排放、及 GDP 對於各項政策工具與經濟變數之彈性不僅各異其趣，而且有些彈性並非固定不變，可隨時間經過動態調整。

近年來，能源效率的衡量再度成為各國重視的焦點，而各部門之能源需求的推估亦為永續能源政策的重要工作，惟國際間常以能源生產力或能源密集度來衡量能源效率，為真實掌握各部門之 GDP 生產的技術效率(technical efficiency)與能源需求效率(demand efficiency)，本論文第 3 個議題乃是建構一個 4 部門(農業、工業、服務業及運輸業)的 panel data (1992~2008 年度)，據以推估各部門之隨機 GDP 生產邊界(stochastic production frontier)及隨機能源需求邊界(stochastic energy demand frontier)，其結果不僅反映多項政策工具與能源價格對部門 GDP 生產及能源需求的影響因部門不同而異，也反映產業競爭力對部門 GDP 生產及能源需求之技術效率影響。

## Abstract

The thesis includes 3 issues of research. The literature on factor decomposition of energy demand or pollutant emissions had shown that GDP per capita and population are crucial factors. Nevertheless, their contributions remained identical regardless of pollutants and industries and the underlying policy implications were limited. To avoid this drawback, the first research of this paper applies both Laspeyres index method and the arithmetic mean weight scheme to decompose the factors contributing to CO<sub>2</sub> emission by various sectors (such as agriculture, industry, service and transport). The results indicate that the contributions of such factors as sectoral employment and output level differ among sectors. We enhance the policy implications of the decomposition results by evaluating the effects of policy instruments (e.g., environmental tax and import tariff) and terms of trade on the contribution of each factor to CO<sub>2</sub> emission.

The second issue focuses on initiating effective policy to save energy and reduce emission, one needs to reasonably capture the potential impacts of various policy instruments on energy consumption, CO<sub>2</sub> emission and economic growth, the second research, after extensively reviewing the literature, builds a locally ideal empirical model that facilitates the estimation of various policy elasticities. The empirical results indicate that policy elasticities may not only differ from one to the others, but also change dynamically, implying the 3E impacts of some policy instruments might be weakening over time.

While measurement of energy efficiency has become one of the important issues in research agenda, energy productivity, however, is frequently used as the indicator. The third issue of this thesis, we estimate, using a panel data, the technical efficiency for sectoral GDP production as well as energy demand based on a stochastic production frontier and stochastic energy demand frontier, respectively. The results indicate that the key driving forces and

technical efficiency of GDP production and energy demand differ not only across sectors but also across time. The underlying policy implications are examined.



# 目錄

摘要.....	I
ABSTRACT .....	II
目錄.....	IV
表例.....	VI
圖例.....	VIII
<b>1. 緒論.....</b>	<b>2</b>
1.1 背景與研究動機.....	2
1.2 研究內容.....	7
<b>2. CO<sub>2</sub> 排放組成因素拆解及其與政策變數之關聯.....</b>	<b>13</b>
2.1 研究動機.....	13
2.2 文獻回顧.....	16
2.2.1 拆解方法概述.....	16
2.2.2 拆解結果概述.....	23
2.3 修正的拆解模式.....	29
2.3.1 拉氏指數法.....	29
2.3.2 算術平均迪氏指數法.....	32
2.4 資料來源與實證結果.....	35
2.4.1 資料來源與處理.....	35
2.4.2 實證分析結果.....	36
2.5 組成因素之貢獻量與政策工具的關聯分析.....	61
2.6 結論與建議.....	67
2.6.1 結論.....	67
2.6.2 建議.....	72
<b>3. 政策工具對 CO<sub>2</sub> 排放與經濟的效果分析.....</b>	<b>77</b>
3.1 緒論.....	77
3.1.1 研究目的.....	77
3.1.2 研究方法與架構.....	80
3.2 文獻回顧.....	81
3.2.1 政策工具與能源價格概況.....	82
3.2.2 政策工具與能源價格之 3E 影響.....	93

3.3 實證模型設定與預期結果.....	99
3.3.1 模型架構.....	99
3.3.2 實證模型及其預期結果.....	101
3.4 資料來源與實證結果.....	107
3.4.1 資料來源與統計特性.....	107
3.4.2 時間序列的定態與共整合檢定.....	108
3.4.3 實證結果.....	112
3.5 結論與建議.....	123
<b>4. 能源使用與產出技術效率的評估：.....</b>	<b>129</b>
4.1 緒論.....	129
4.2 理論基礎.....	132
4.2.1 技術效率與配置效率之衡量.....	132
4.2.2 能源之需求效率的衡量.....	134
4.2.3 隨機邊界與效率的衡量.....	135
4.3 資料來源與設算.....	139
4.4 實證模型設定與結果分析.....	143
4.4.1 隨機邊界的實證模型設定.....	143
4.4.2 實證結果分析.....	144
4.5 結論與建議.....	151
<b>5. 總結.....</b>	<b>159</b>

## 表例

表 2-1. 挪威各污染物排放之組成因素的貢獻程度：1980 至 1996 .....	14
表 2-2. 排放量之組成因素的拆解文獻彙整表 .....	25
表 2-3. 變數定義及資料來源.....	36
表 2-4. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解：拉氏指數拆解.....	37
表 2-5. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放量變動的結構分解 - 拉氏指數拆解.....	39
表 2-6. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 拉氏指數拆解 .....	41
表 2-7. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 拉氏指數拆解結果.....	43
表 2-8. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	45
表 2-9. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的結構分解 - 迪氏指數拆解結果.....	47
表 2-10. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	49
表 2-11. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	51
表 2-12. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	54
表 2-13. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	56
表 2-14. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	58
表 2-15. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	60
表 2-16. 各政策工具之資料來源.....	62
表 2-17. 政策工具對各組成因素之 CO <sub>2</sub> 排放貢獻度的影響：工業部門 .....	63
表 2-18. 政策工具對各組成因素之 CO <sub>2</sub> 排放貢獻度的影響：服務業 .....	63
表 2-19. 各部門 1992-2008 年 CO <sub>2</sub> 排放變動量各組成因素平均貢獻值： .....	68
表 2-20. 各部門 1992-2008 年 CO <sub>2</sub> 排放成長率各組成因素平均貢獻值： .....	69
表 2-21. 各組成因素對各部門 CO <sub>2</sub> 排放之平均貢獻值： .....	69
表 2-22. 政策工具的有效性分析 .....	72
表 3-1. 台灣課徵環境稅費項目之比較 .....	87
表 3-2. 變數定義及資料來源與各項變數基本統計量 .....	107
表 3-3. GDP 函數之 ADF 單根檢定.....	110
表 3-4. 能源消費函數之 ADF 單根檢定 .....	111
表 3-5. CO <sub>2</sub> 排放量函數之 ADF 單根檢定 .....	111
表 3-6. 各模型殘差項之 ADF 單根檢定 .....	112
表 3-7. 台灣 GDP 生產函數之推估結果：1992-2007 年.....	112
表 3-8. 台灣能源需求函數之推估結果：1992-2007 年 .....	113
表 3-9. 台灣 CO <sub>2</sub> 排放量函數之推估結果：1992-2007 年 .....	113
表 3-10. GDP、能源消費、及 CO <sub>2</sub> 排放量的各項彈性 .....	115



表 3-11. 台灣能源消費的所得及政策工具彈性.....	117
表 3-12. 台灣 CO <sub>2</sub> 排放之各項彈性：1992-2007 年.....	121
表 4-1. 各部門關稅稅收模型推估結果 .....	141
表 4-2. 相關變數定義與資料來源 .....	142
表 4-3. 台灣各部門別 GDP PANEL DATA 之 SPF 推估結果：1992-2008 .....	145
表 4-4. 台灣各部門別能源需求 PANEL DATA 之 SCF 的推估結果：1992-2008 .....	149



# 圖例

圖 1-1. 本研究的三大議題及其內容 .....	7
圖 2-1. 研究架構 .....	15
圖 2-2. CO <sub>2</sub> 排放量變動趨勢 (以 1992 年為基期年) - 拉氏指數法 .....	17
圖 2-3. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的因素組成拆解 - 拉氏指數法 .....	38
圖 2-4. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放量之組成因素的貢獻量趨勢 - 拉氏指數法 .....	38
圖 2-5. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的因素組成拆解 - 拉氏指數法 .....	40
圖 2-6. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放量之組成因素的貢獻量趨勢 - 拉氏指數法 .....	40
圖 2-7. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的因素組成拆解 - 拉氏指數法 .....	42
圖 2-8. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放量之組成因素的貢獻量趨勢 - 拉氏指數法 .....	42
圖 2-9. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的因素組成拆解 - 拉氏指數法 .....	44
圖 2-10. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放量之組成因素的貢獻量趨勢 - 拉氏指數法 .....	44
圖 2-11. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的因素組成拆解 - 拉氏指數法 .....	46
圖 2-12. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的組成因素拆解：迪氏指數法 .....	46
圖 2-13. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的因素組成拆解 - 拉氏指數法 .....	48
圖 2-14. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的組成因素拆解：迪氏指數法 .....	48
圖 2-15. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的因素組成拆解 - 拉氏指數法 .....	50
圖 2-16. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的組成因素拆解：迪氏指數法 .....	50
圖 2-17. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的因素組成拆解 - 拉氏指數法 .....	52
圖 2-18. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放成長率的組成因素拆解：迪氏指數法 .....	52
圖 2-19. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	54
圖 2-20. 農業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	55
圖 2-21. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	56
圖 2-22. 工業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	57
圖 2-23. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	58
圖 2-24. 服務業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	59
圖 2-25. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	60
圖 2-26. 運輸業部門 CO <sub>2</sub> 排放變動量的結構分解 - 迪氏指數拆解結果 .....	61
圖 3-1. 研究架構 .....	81
圖 3-2. 歐盟國家總環境稅收占 GDP 比例 .....	84
圖 3-3. 歐盟國家環境稅收占總稅收比例 .....	85

圖 3-4. 台灣環境稅費占 GDP 比例：1994-2007 年.....	88
圖 3-5. 國際原油價格趨勢：1991-2008 年.....	89
圖 3-6. 台灣與亞洲主要國家柴油價格比較 (2009 年 6 月) .....	90
圖 3-7. 台灣與歐盟國家 (EU-6)柴油價格比較 (2009 年 6 月) .....	91
圖 3-8. 台灣與歐盟國家 (EU-6)歷年高級無鉛汽油油價之比較 .....	91
圖 3-9. 台灣原油進口總值占國內生產毛額比例：1999-2008 年.....	92
圖 3-10. 台灣歷年 (1990-2007) 人均 CO <sub>2</sub> 排放量趨勢 .....	92
圖 3-11. 台灣歷年 CO <sub>2</sub> 排放量及能源消費量趨勢：1998-2007.....	93
圖 3-12. GDP、能源消費量及 CO <sub>2</sub> 排放量之關係 .....	99
圖 3-13. 時間序列資料的定態性檢定流程 .....	110
圖 3-14. 主要國家全球競爭力的變動趨勢 .....	116
圖 3-15. 能源消費的環境稅 (費) 及關稅彈性：1992-2007 年.....	118
圖 3-16. 能源消費之國內能源價格指數彈性：1992-2007 年.....	119
圖 3-17. 能源消費之貿易條件彈性：1992-2007 年.....	119
圖 3-18. 能源消費及 CO <sub>2</sub> 排放的所得彈性：1992-2007 年 .....	120
圖 3-19. CO <sub>2</sub> 排放之環境稅(費)彈性及關稅彈性：1992-2007 年.....	121
圖 3-20. CO <sub>2</sub> 排放的能源價格指數彈性：1992-2007 年.....	122
圖 3-21. CO <sub>2</sub> 排放的貿易條件彈性：1992-2007 年.....	123
圖 4-1. 台灣的能源密集度與能源生產力走勢 .....	131
圖 4-2. FARREL 的技術、分配與成本效率之衡量.....	133
圖 4-3. 能源需求曲線與需求效率的衡量 .....	134
圖 4-4. 各部門 1992-2008 年之 GDP 的平均技術效率.....	147
圖 4-5. 各部門不同期間之 GDP 的平均技術效率之比較.....	148
圖 4-6. 各產業部門 1992-2008 年之能源需求的平均技術效率.....	1500
圖 4-7. 各產業部門不同階段之能源需求的平均技術效率 .....	151

# 1. 緒論

## 1.1 背景與研究動機

鑑於國際上因應溫室效應（greenhouse effects）的發展趨勢，並參酌國內推動節能減碳與提升能源效率的策略，本研究規劃出三項攸關節能減碳的政策性議題，並根據實際資料進行實證分析，冀能提供關鍵性的研究成果，以供各界參考。茲說明本研究之相關議題的背景如下。

### 一、溫室效應與節能減排蔚為國際新焦點

國際社會對於環境問題的重視，在 1992 年的「里約高峰會」(Rio Summit) 找到了新焦點，「聯合國氣候變化綱要公約」(UN Framework Convention on Climate Change, UNFCCC) 因乃孕育而生，為全球溫室效應的論證與溫室氣體 (greenhouse gases, GHGs) 減量策略的研擬，建立一個國際平台。經過 13 年的磨和，「京都議定書」(Kyoto Protocol) 終於在 2005 年 2 月正式生效，這使溫室氣體減量掀起另一波難以阻擋的全球性潮流，其中 GHGs（尤其是二氧化碳 (CO<sub>2</sub>)) 與經濟成長的脫鉤、<sup>1</sup>以及減排機制的制訂與選擇，<sup>2</sup>均是節能減碳的政策焦點。

2008 年後期，全球金融風暴重挫全球經濟，對於節能減碳猶如雪上加霜，乃致「綠色新政」(Green New Deal) 的倡議風起雲湧。<sup>3</sup>例如，聯合國環境署 (UNEP) 在 2009 年 2 月提出「全球綠色新政」(A Global Green New Deal) 之議，並於同年 3 月表示：希望世界各國能共同投資 7,500 億美元，以重振世界經濟並兼顧環境保護。此舉已獲得許多國家響應。<sup>4</sup>再者，美國於 2009 年制定之振興經濟方案中，亦提出提

---

<sup>1</sup> 舉凡「環境顧志耐曲線」(Environmental Kuznet curve, EKC) 的推估、脫鉤指標 (decoupling indicators) 的研擬等，都是備受重視的議題。

<sup>2</sup> 關於溫室氣體減排的機制，京都議定書明訂了聯合減量 (joint implementation)、排放交易 (emission trading)、以及清潔發展機制 (clean development mechanism) 等三種彈性機制。關於各項機制的內容及規範，可參考黃宗煌等人 (2002)。

<sup>3</sup> 相關資料可參考黃宗煌、李聖明、王金凱 (2009)。「綠色新政的發展與啓示」，碳經濟 (ISSN 1990-7524) 第 13 期，頁 67-86。

<sup>4</sup> 美國在振興經濟計畫中，提撥 677 億美元，用於發展清潔能源和節能交通等；歐盟將在 2013 年之

高能源使用效率的政策<sup>5</sup>，俾有效降低 CO<sub>2</sub> 排放量；2009 年 4 月於英國舉行的 G-20 (The Group of Twenty)<sup>6</sup> 高峰會議，也極力尋求共同因應全球金融與經濟危機之因應對策，其中在『促進經濟成長與創造就業機會，並確保全球共享復甦利益』之宣言中，提出結合工業化國家與開發中國家，促進全球經濟轉型為潔淨、創新及合乎資源效率之「低碳經濟」。<sup>7</sup>

此外，歐盟領袖於 2009 年 12 月 10 日在哥本哈根舉行兩天的氣候變遷高峰會議中，更具體地提議：已開發國家在未來 3 年內對開發中國家提供 50 至 70 億元歐元之「快速啟動基金」(fast start funding)，並藉以激勵其他國家投入更多資金於此一基金，俾作為援助開發中國家因應氣候變遷之財政支出。同時，歐盟也已承諾未來 10 年內將減少 GHGs 排放量 20%，但對於應如何降低排放量，各國卻仍意見分歧<sup>8</sup>。

再者，歷次的 APEC 財政部長會議已確認氣候變遷的威脅及綠色經濟成長之重要性，咸認宜透過國際合作共同發展長期氣候變遷政策，乃於 2010 年邀集台灣、澳洲、中國、印尼、越南及泰國等國於印尼茂物(Bogor)共同針對「氣候變遷對亞太經濟合作經濟體經濟政策意涵」(Implications of Climate Change for Economic Policies in APEC Economies) 舉行會議，極力支持透過國際合作以共同追求減排技術之發展，並提供開發中國家技術移轉及資金援助，俾達成適當減量目標 (單珮玲，2010)。

我國目前雖非 UNFCCC 及京都議定書的締約國，但政府對於推動節能減量的態度確屬相當積極。自京都議定書生效後，先後舉辦過 3 次全國能源會議、台灣永續發

---

前投資 1,050 億歐元發展綠色經濟；東亞地區，南韓計劃未來 4 年內在綠色經濟領域投資 50 兆韓元，日本則計劃在 2015 年之前把綠色經濟規模擴大至 100 兆日元。(行政院經濟建設委員會，2009 年 4 月)

<sup>5</sup> 美國總統歐巴馬於 2009 年 2 月 17 日簽署一份厚達 1,071 頁之「美國復甦及再投資法 (American Recovery and Reinvestment Act, H.R.1)」，其中對於車輛、家庭到工廠所提出之提高能源使用效率改進方式為：減少聯邦政府之能源使用量達 25%，以及提供各州能源效率補助款 (Energy Efficiency Grants)，以加速其能源研發投資。

<sup>6</sup> 由阿根廷、澳洲、巴西、加拿大、中國、法國、德國、印度、印尼、義大利、日本、墨西哥、俄羅斯、沙烏地阿拉伯、南非、南韓、土耳其、英國及美國等 19 國，及歐盟組織等 20 個經濟體。

<sup>7</sup> 見“London Summit-Leaders’ Statement” and “The Global Plan for Recovery and Reform”, 2 April 2009。

<sup>8</sup> 例如，在此次會議中，瑞典的智庫之一的「全球挑戰」(Global Challenge) 曾主張課徵碳稅 (Carl von Essen, 2009)，以增加貧窮國家因應氣候變遷的收入，但卻無共識。

展會議、台灣經濟永續發展會議、國家科技政策會議等，無一不以節能減碳為焦點議題。此外，「中華民國永續發展策略綱領」及「行政院永續發展推動計畫」均主張推動全面節約能源及提升能源效率，其中 2008 年的「永續能源政策綱領」表明：『永續能源政策的基本原則將建構「高效率」、「高價值」、「低排放」及「低依賴」的「二高二低」能源消費型態與能源供應系統』。我國在 2009 年也修訂通過「能源管理法」及「再生能源發展條例」，「能源稅條例」及「溫室氣體減量法」亦呼之欲出，凡此對於節能減碳均訂有具體的內容和措施，對於總體經濟與產業競爭的衝擊，備受各界關注。

由以上說明可知，掌握節能減碳與經濟成長的關聯不僅是各國咸所重視的課題，而如何據以擬訂有效的政策，更是當前各國施政的當務之急。

## 二、政策工具的選擇及其經濟影響備受關注

人類經濟活動對於環境品質所造成的負面影響（包括危及人體健康、減損糧食生產、降低生活品質、破壞生態環境等），自 1970 年初期即已得到許多工業先進國家的重視，並紛紛立法改善環境品質。惟當時所側重的環境污染係以空氣污染、水污染、土壤污染、廢棄物污染等地區性的污染物為主要對象，並開啓污染防制的策略研究，其中以「物質平衡模式」（material balance model）為基礎所衍生的減排策略及政策工具，曾為環境經濟學的研究建立較為完整的範疇與方法論，而環境政策工具（例如排放標準管制、總量管制、排放費、減排補貼等）的選擇及其經濟影響（包括對總體經濟、產業部門之成本、產出、利潤、就業、與競爭力等）的研究，更是佔領文獻園地長達 20 年之久。

就溫室氣體而言，其與傳統空氣污染物有其本質上的差異，<sup>9</sup>相關議題的政策與經濟分析，直至 UNFCCC 之後始見開端，其中關於節能減碳之政策工具的制訂及其

---

<sup>9</sup> 例如溫室氣體排放所造成的溫室效應，與大氣中累積的溫室氣體濃度有關，這是一個長期的過程，影響所及，涵蓋全球，且不因排放源的區位不同而異。各國節能減排措施所衍生的效益，亦兼具私有財（private goods）、公共財（public goods）及外部性（externality）的特性。

經濟影響評估的研究，在國際上至為普遍。然而，國內的研究起步稍晚，諸多研究皆以「可計算一般均衡」(computable general equilibrium, CGE) 模型為主要工具<sup>10</sup>，並以情境模擬分析為主，實證研究則相對缺乏。本研究乃以實證分析為重點，冀能為政策制訂提供可資參考的量化資訊。

### 三、環境污染與經濟成長的關聯攸關永續發展

鑑於環境污染與經濟成長的密切關聯，「永續發展」(sustainable development) 的理念贏得舉世重視，因此，如何促使環境污染與經濟成長有效脫鉤 (decoupling)，頓成為 90 年代初期的嶄新議題，並使 EKC<sup>11</sup> 的實證研究風靡一時。在此期間，EKC 的研究大都著重於環境污染指標 (例如各種污染物的濃度或密集度) 與人均 GDP 之間的函數推估，然而實證結果卻莫衷一是，這使「環境污染與人均 GDP 呈倒 U 型」的 EKC 假說面臨一些挑戰。

國內關於 EKC 的實證研究並不多見，姑不論其實證結果為何，筆者認為 EKC 假說欠缺實質的政策意涵；為能實現環境污染與經濟成長的有效脫鉤，必須詳實掌握造成環境污染與經濟成長的直接驅動力 (driving forces)，因此，與其推估 EKC 曲線，不如推估 GDP 的生產函數 (production function) 及環境污染的排放函數 (emission function)。本研究即著眼於此，不僅深入分解 CO<sub>2</sub> 排放的組成因素，同時也就 GDP 生產、能源需求、及 CO<sub>2</sub> 排放等經濟活動，建立實證模型並進行推估，不僅彌補國內文獻的不足，同時也首次提出若干關鍵性的參數，對於節能減碳的政策影響評估與 CGE 模型的建立，提供了頗具參考價值的研究成果。

### 四、貿易自由化使節能減排的效果更加複雜

就節能減排的政策而言，國內各相關法規均見明確的政策工具，例如能源政策

---

<sup>10</sup> 例如李堅明等人 (2005)、林幸樺等人 (2006)、李堅明等人 (2006)、黃宗煌等人 (2006)。

<sup>11</sup> EKC 係用以描述環境污染指標與人均 GDP 之間的函數關係曲線，其間的關係型態，最早由 Grossman and Krueger (1992) 經由實證結果而提出「二者呈倒 U 型」關係的假說；換言之，在經濟發展初期 (人均 GDP 水準較低)，環境污染將隨人均 GDP 之增長而惡化，俟人均 GDP 成長到特定門檻值之後，環境污染將可隨人均 GDP 之增長而逐漸改善。

上以開徵能源稅（或碳稅）、能源價格合理化最受重視；環境政策上則以總量管制、效能標準、排放交易為首要。這些政策工具的經濟影響在文獻上不但普受重視，貿易自由化所帶來的效果，則使 CO<sub>2</sub> 排放、貿易自由化及經濟成長之間的關聯更趨複雜。

關於貿易自由化與環境品質之間的關聯，在過去 15 年來有過極為豐富的論證，世界貿易組織（WTO）成立後，更成為正式的議題之一。雖然理論與實證上均未取得共識性的結論，但一般相信，不管是貿易自由化對環境品質的影響，抑或環境政策是否顯著影響經濟成長或貿易競爭力，均繫乎於多種因地而異的因素。不過，以 CO<sub>2</sub> 排放為焦點的同類問題，在文獻上卻較為少見；因此，降低關稅是否有助於節能減排，尚待深入研析。

我國在 2002 年成為會員之後，陸續降低農工產品的關稅稅率，這對於國內的環境品質及節能減碳究竟造成何等衝擊，迄無系統性的評估分析。因此，本研究特別著重關稅、貿易條件（terms of trade）、與環境稅等攸關國家競爭力之政策工具的「能源-經濟-環境」的 3E 影響評估。

## 五、能源價格合理化的職能備受重視

近幾年來，由於國際油價大幅飆漲、震盪，使台灣的購油支出大幅增加，但政府為顧及民生與物價穩定，並未充分反映原油進口成本，導致國內油品價格長期以來一直低於日本、南韓、香港及新加坡等臨近國家。能源低價政策不僅影響能源使用效率，也將持續增長 GHGs 的排放（梁啟源，2007），並使人均碳排量難以下降。

偏低的能源價格易使整體經濟體系邁向能源密集與碳密集的結構發展，其結果不利於高能源效率之技術研發。Baumol and Oates (1988)認為，政府可利用租稅工具（如皮古稅（Pigouvian tax）），以達「外部成本內部化」（internalize the external costs）之目的。據此可知，基於合理反映成本的原則，政府似應促使國內油價適當地反映國際油價，因此，能源價格合理化一直是過去全國能源會議的共識性結論。

然而，能源價格合理化對於節能減碳的效果究係如何，迄無具體的實證分析可



考。本研究著眼於此，擬填補文獻上的此一空缺。

## 1.2 研究內容

本研究共分為 3 個部分（見圖 1-1）。

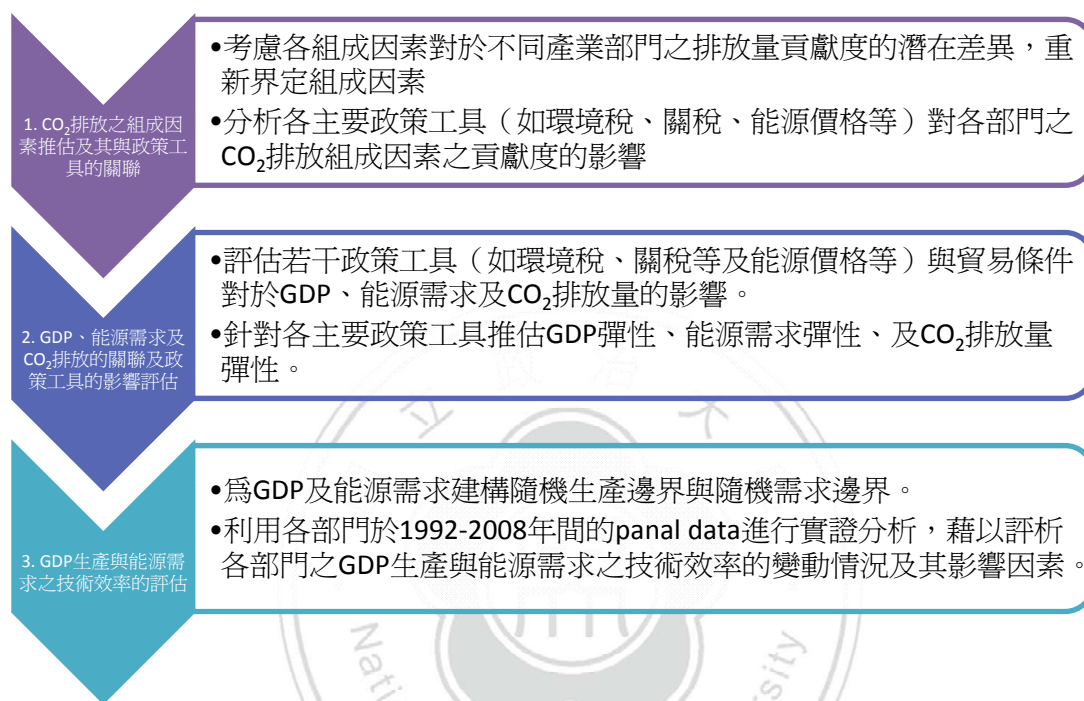


圖 1-1. 本研究的三大議題及其內容

### 一、CO<sub>2</sub> 排放之組成因素拆解及其與政策工具的關聯

第 1 部分旨為估算各部門之 CO<sub>2</sub> 排放之組成因素的貢獻量。此一課題雖非新穎，但基於以下原因，本研究仍為文獻做出一定的貢獻：

（1）首度指出傳統文獻拆解排放組成因素的謬誤。歷往文獻在拆解排放量時，均以全國的人口數和人均 GDP 做為重要的組成因素，卻未考慮其於各部門間的差異性 (Bruvoll *et al.* 2003, 2004；林素貞等人，1996、2006；盧怡靜，2003；廖慧嵐，2005；林佑蓉，2007；Chun-Chu Liu, 2007)，因此拆解結果都一致顯示，人口數和人均 GDP 對於排放量的貢獻度不但在各產業部門間均屬相同，其於不同污染物（如 SO<sub>2</sub>、NO<sub>x</sub>）之間，也完全一樣。此一結果顯然極不合理。

(2) 本研究首度考慮各組成因素對於不同產業部門之排放量貢獻度的潛在差異，重新界定組成因素（包括碳密集度、部門結構、能源密集度、人口及經濟規模等）的拆解方式，並分別採用拉氏指數拆解法（Bruvoll *et al.*, 2003, 2004）和算術平均迪氏指數法（arithmetic mean Divisia index method, AMDI）之加法型態（Ang and Zhang, 2000），同時拆解台灣 4 個產業部門（即農業、工業、服務業及運輸業）之 CO<sub>2</sub> 排放量之成長率與變動量的組成結構。

(3) 本研究亦首度跨越傳統文獻的藩籬，進一步分析各主要政策工具（如環境稅、關稅、競爭力等）對各部門之 CO<sub>2</sub> 排放組成因素之貢獻度的影響，實證分析結果有助於制訂政策工具的參考。

## 二、GDP、能源需求及 CO<sub>2</sub> 排放的關聯及政策工具的影響評估

第 2 部分的重點旨為評估若干政策工具（如環境稅、關稅及能源價格等）與貿易條件對於 GDP、能源需求及 CO<sub>2</sub> 排放量的影響。此一課題亦非新穎，但本研究在實證模型的設定及推估方法上，則與傳統文獻（Hung and Shaw, 2004；吳珮瑛等，2006）不同，實證結果不僅較為合理，而且進一步針對各主要政策工具推估 GDP 彈性、能源需求彈性、及 CO<sub>2</sub> 排放量彈性，這對於我國節能減碳政策的 3E 影響評估，提出不可多得的指標數據。

就實證模型而言，本研究針對 GDP、能耗量、及 CO<sub>2</sub> 排放量建立一個具有互動關聯的聯立模型，有效地改善了文獻上常見之單一方程式的實證模型的缺失（Bruyn *et al.*, 1998; Grossman *et al.*, 1995; Zaim *et al.* 1999 ; Andreoni *et al.*, 2000; Glasure and Lee, 2002; Managi *et al.*, 2008; Galeotti *et al.*, 2008）。關於 GDP 的總體生產函數，除納入資本存量外，亦兼顧環境稅、貿易條件、技術進步等因素；至於能源需求函數，除考慮 GDP 之外，亦兼顧各項政策變數（包括環境稅、關稅、國內能源價格、國際油價變動率、貿易條件等）。

就推估方法而言，本研究亦針對實證模型的特性，改以兩階段最小平方法（Two stage least square, 2SLS）推定之，其結果可用以推估各主要政策工具之 GDP 彈性、

能源需求彈性、及 CO<sub>2</sub> 排放量彈性，並為國內節能減碳政策之 3E 影響評估，建立嶄新的研究成果。

### 三、GDP 生產與能源需求之技術效率的評估

提升能源效率是各國推動節能減碳的最重要策略之一，因此，能源效率問題在 UNFCCC 第 14 次締約國大會時備受矚目，國際組織的領導人及學術界專家均一再呼籲各國務必重視能源效率的衡量問題。前兩部分的研究雖然已經就各部門之排放量的組成因素進行拆解，並就各項政策工具對於 GDP、能源需求及二氧化碳排放量之影響進行分析，但均未考慮 GDP 與能源需求的技術效率問題。再者，國內常以能源的平均生產力（亦即 GDP/能耗量）做為衡量能源效率的指標，因而顯示我國能源效率極不穩定且不合理的變動趨勢。

因此，本研究的第 3 部分旨為建立適當的能源效率指標，並分別為 GDP 及能源需求建構隨機生產邊界（stochastic production frontier）與隨機需求邊界（stochastic demand frontier），並利用各部門於 1992-2008 年間的 panel data 進行實證分析，藉以評析各部門之 GDP 生產與能源需求之技術效率的變動情況及其影響因素，從而提出促進各部門能源使用效率與規劃綠色稅制改革的建議。

### 參考文獻

吳珮瑛、劉哲良、蘇明達（2006）。「由永續發展概念到生活品質內涵的檢視－台灣 EKC 的再檢驗與 SKC 的呈現」，《農業經濟叢刊》第 12 卷第 1 期，頁 61-103。

李堅明、林幸樺、林師模、黃宗煌、楊晴雯、蘇漢邦（2005）。「溫室氣體減量模式、減量情境、減量成本及其影響評估：TAIGEM-III 的應用」，《台灣經濟論衡》，第 3 卷第 2 期，頁 1-49。

李堅明、黃宗煌、孫一菱、莊敏芳（2006）。「台灣二氧化碳排放脫鉤指標之建立與評估」，《台灣經濟論衡》，第 4 卷第 3 期，頁 1-24。

林佑蓉（2007）。《台灣與數國之能源經濟及 CO<sub>2</sub> 之關聯分析比較》，碩士論文，國立

成功大學環境工程研究所。

林幸樺、蘇漢邦、黃宗煌、林師模 (2006)。「國際油價上漲影響GDP的再評估」，《碳經濟》(ISSN 1990-7524) 創刊號，頁18-26。

林素貞、張子見、張翊峰、李正豐 (1996)。「以因素分析探討臺灣地區產業 CO<sub>2</sub> 排放量之變動趨勢與關鍵因素」，《能源季刊》第 26 卷第 1 期，頁 1-15。

林素貞、黃群達、林佑蓉 (2006)。「台、美、日、英之商業部門 CO<sub>2</sub> 排放趨勢與關鍵因素探討」，《能源季刊》第 36 卷第 4 期，頁 56-77。

梁啓源 (2007)。「全球油價走勢及其對台灣經濟的影響與因應政策」，2007 年總體經濟計量模型研討會。

黃宗煌 (2006)。「臺灣一般均衡模型 (TAIGEM-III) 的研發及其在溫室氣體減量政策中的應用」，兩岸溫室氣體減排政策及其經濟問題分析研討會，中國社會科學院會議中心，2006年8月19日。

黃宗煌 (2008)。「溫室氣體減量目標之產業競爭力衝擊評估：兼論能源稅條例與溫減法的問題」，兩岸清華大學能源科技研討會，2008年7月17日，新竹清華大學。

黃宗煌 (2010)。「運輸部門的減量目標與策略：Cap-and-Trade與能源稅的選擇」，Invited Keynote Speech，兩岸綠色運輸、觀光與能源的機會和挑戰研討會，2010年7月15-16日，交通部國際會議廳。

黃宗煌、李堅明、王金凱 (2009)。「綠色新政的發展與啓示」，《碳經濟》(ISSN 1990-7524) 第13期，頁67-86。

黃宗煌、陳谷汎、林師模 (2006)。「國際油價上漲的經濟影響評估」，《台灣經濟論衡》，第4卷第6期，頁1-46。

黃宗煌、蘇漢邦、林幸樺、林師模 (2006)。「CO<sub>2</sub>減量對我國之衝擊效果評估：TAIGEM-III的應用」，95年中華民國能源經濟學會論文集，中華經濟研究院，2006年11月17日。

廖慧嵐 (2005)。「台灣地區公路運輸部門能源消費與 CO<sub>2</sub> 排放變動分析」，碩士論文，國立成功大學環境工程研究所。

盧怡靜 (2003)。「台灣地區工業部門能源消費與污染物排放關聯分析」，碩士論文，國立成功大學環境工程研究所。

- Andreoni, J., A. Levinson (2001). "The Simple Analytics of Environmental Kuznets Curve." *Journal of Public Economics* 80, 269-286.
- Baumol, W.J. and W. E. Oates (1988). *The Theory of Environmental Policy*, Cambridge University Press.
- Bruvoll, A. and B. M. Larsen (2004). "Greenhouse Gas Emissions in Norway: Do Carbon Taxes Work?" *Energy Policy* 32, 493-505.
- Bruvoll, A. and H. Medin (2003). "Factors Behind the Environmental Kuznets Curve: A Decomposition of the Changes in Air Pollution." *Environmental and Resource Economics* 24, 27-48.
- Bruyn, de S.M., J.C.J.M. van den Bergh and J.B. Opschoor (1998). "Economic Growth and Emissions: Reconsidering the Empirical Basis of Environmental Kuznets Curves." *Ecological Economics* 25, 161-175.
- Grossman, G.M. and A.B. Krueger (1995). "Economic Growth and the Environment." *The Quarterly Journal of Economics* 110, 353-377.
- Huang, C.H. and W.L. Chou (2010). "Dividends of Environmental Tax with Endogenized Time and Medical Expenditures." Selected paper presented at the 1<sup>st</sup> Congress of EAAERE, August 17-19, 2010, Hokkaido University.
- Galeotti, M., M. Manera and L. Alessandro (2009). "On the Robustness of Robustness Checks of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis." *Environmental and Resource Economics* 42, 551-574.
- Glasure, Y.U. and A.R. Lee (2002). "The Impact of Oil Prices on Income and Energy." *International Advanced in Economic Research* 8(2), 148-154.
- Huang, C.H. (2007). "Revenue Recycling Effect of the Energy Tax in Taiwan." Invited paper presented at the *Expert Meeting on Environmental Fiscal Reform, Circular Economy and Sustainable Development in East Asia*, September 22-23, Kyoto University, Japan.
- Huang, C.H., C.W. Yang, H.H. Lin and H.P. Su (2006). "The Impact of Oil Price Shock on CO<sub>2</sub> Emission and Adoption of Renewable Energy." Paper presented at the *International Conference on Regional Carbon Budgets*, August 16-18, Beijing.
- Hung, M. F. and D. Shaw (2004). "Economic Growth and the Environmental Kuznets

Curve in Taiwan: A Simultaneity Model Analysis.” *Human Capital, Trade and Public Policy in Rapidly Growing Economies, From Theory to Empirics*. Edited by Michele Boldrin, Been-Lon Chen, Ping Wang, pp.269-290.

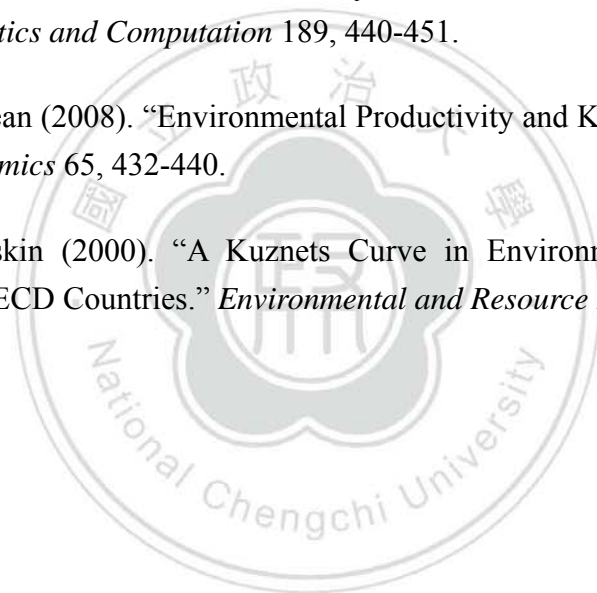
Lin, H.H., H.P. Su, S.M. Lin and C.H. Huang (2005). “The General Equilibrium Effects of Oil Price Shock and Trade Liberalization: Application of TAIGEM-III.” Selected paper presented at the 25<sup>th</sup> USAEE/ IAEE North American Conference, September 18-21, Denver, USA.

Lin, H.H., H.P. Su, S.M. Lin and C.H. Huang (2006). “Decoupling of CO<sub>2</sub> Emission from Economic Growth: How Could the EKC Become Plausible?” Paper presented at the AEA/CEANA Session, January 6-8, Boston, USA,.

Liu, C.C. (2007). “An Extended Method for Key Factors in Reducing CO<sub>2</sub> Emissions.” *Applied Mathematics and Computation* 189, 440-451.

Managi, S. and P.R. Jean (2008). “Environmental Productivity and Kuznets Curve in India.” *Ecological Economics* 65, 432-440.

Zaim, O. and F. Taskin (2000). “A Kuznets Curve in Environmental Efficiency: an Application on OECD Countries.” *Environmental and Resource Economics* 17, 21-36.



## 2. CO<sub>2</sub> 排放組成因素拆解及其與政策變數之關聯

### 2.1 研究動機

近年來，由於溫室氣體減量已蔚為國際共識，國際組織與各先進國家無不積極研擬節能減碳的策略。例如 2009 年在英國倫敦舉行的 G-20 高峰會，已將新興工業化國家納入共同創造全球低碳經濟的合作夥伴；歐盟各會員國無不積極依循京都議定書以落實 CO<sub>2</sub> 減量承諾，並強調共同合作以發展氣候變遷政策。<sup>12</sup>我國在 2002 年加入 WTO，如未能積極落實節能減排，未來國際經貿活動有可能面臨不同型式的障礙，因此，國內也已明訂減排原則作為未來的施政方針。<sup>13</sup>惟溫室氣體減量策略的研擬，必須掌握各產業部門之生產技術（如碳密集度、能源密集度等因素）、經濟規模、部門結構及人口等驅動力對 CO<sub>2</sub> 排放之影響，方得以設計具有「成本有效性」（cost effective）的減量措施。

CO<sub>2</sub> 排放量或能源需求的組成因素拆解（decomposition），是文獻上常被用以評估各組成因素之貢獻度的方法，這是因為因素拆解法具有易於操作，資料需求較少，且便於跨國比較等特性，因此文獻上甚為廣用。

關於能源燃燒產生之 CO<sub>2</sub> 排放量的組成因素拆解，國內外文獻大都側重於特定部門（如製造業、住商部門、鋼鐵業、或運輸部門等），但卻未考慮部門間之經濟規模與人口因素的差異性，因此評估結果無法釐清各關鍵組成因素對排放量的貢獻程度是否因部門而異的問題。例如，根據 Bruvoll and Medin (2003) 的拆解模式，人口因素和經濟規模因素均以全國的人口數和人均 GDP 為計算基礎，未考慮各部門之間的差異性，因此上開變數對於各種不同污染物（包括 CO<sub>2</sub>）排放量的貢獻量，完全不因污染物不同而異，其於不同部門之間也完全相同（見表 2-1），此種影響效果完全相同的

---

<sup>12</sup>歐盟領袖於 2009 年 12 月 10 日在哥本哈根舉行之氣候變遷高峰會議中，提議已開發國家應設立基金以援助開發中國家因應氣候變遷之財源；同時，歐盟也已承諾未來 10 內將減少 20% 之溫室氣體排放量。

<sup>13</sup>自京都議定書生效後，我國針對節能減排已先後舉行多次會議，2008 年的「永續能源政策綱領」中已表明，建構「高效率」、「高價值」、「低排放」及「低依賴」的能源消費型態。2009 年成立賦稅改革委員會，也將綠色稅制議題納入研究。

推估結果既不可能，也與事實不符。

表 2-1. 挪威各污染物排放之組成因素的貢獻程度：1980 至 1996

(單位：%)

組成因素	污染物類別									
	Pb	SO <sub>2</sub>	NO <sub>x</sub>	CO <sub>2</sub>	CO	PM	NMVOC	N <sub>2</sub> O	CH <sub>4</sub>	NH <sub>3</sub>
人口	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7
經濟規模	52	52	52	52	52	52	52	52	52	52
產業結構	-13	-9	2	8	-13	-14	3	-5	8	-6
能源密集度	-16	-13	-21	-22	-16	-15	-9	-1	-1	0
能源配比	-8	-29	-3	-17	-5	8	-1	1	0	0
燃燒方法	0	0	3	0	0	1	0	0	0	0
其他技術： 能源(a)	-112	-31	-19	0	-42	-13	-16	3	0	4
其他技術： 中間製程(b)	-9	-52	-4	-2	-3	-3	69	-40	-37	-40
總變動	-99	-76	17	26	-20	24	105	18	29	17

註：此處的貢獻程度係以 1996 年之排放量相對於 1980 年之排放量所增加的百分比計之。

(a)能源的碳密集度

(b)中間製程的其他物質排放密集度

資料來源：Bruvoll and Medin (2003)。

國內亦曾採用類似的拆解方法，用以分析製造業、住商部門、鋼鐵業、及運輸部門之 CO<sub>2</sub> 排放量(或能源消費量)之各組成因素的貢獻度(吳榮華、黃玄洲，2001；盧怡靜，2003；廖蕙嵐，2005；黃運貴、曹壽民，2005；林佑蓉，2007；Liu, 2007；李正豐、林勻淅，2008)。這些研究文獻均未考慮部門間之就業人口與人均 GDP 的差異性，因此也出現了與 Bruvoll and Medin (2003)相同的謬誤。

Schipper, Unander, Muurtishaw and Ting (2001) 認為，在拆解影響能源消費或 CO<sub>2</sub> 排放量之組成因素時，應重視各因素與人類行為的關聯性。據此，本研究乃以我國農業、工業、服務業及運輸業等四部門之最終能源消費所排放的 CO<sub>2</sub> 為拆解對象，擴展並修正 Bruvoll and Medin (2003)所設定之 CO<sub>2</sub> 排放量拆解模型，並分別採用拉氏指數法(各期之排放變動量以基期年為基準)及算術平均迪氏指數法(arithmetic mean



Divisia index method, AMDI)，<sup>14</sup>估算並比較以上四部門於 1992 至 2008 年間之 CO<sub>2</sub> 排放量的各組成因素的貢獻量，<sup>15</sup>其結果可以反映部門間的差異，因而有效地改善了文獻上的不合理缺失。

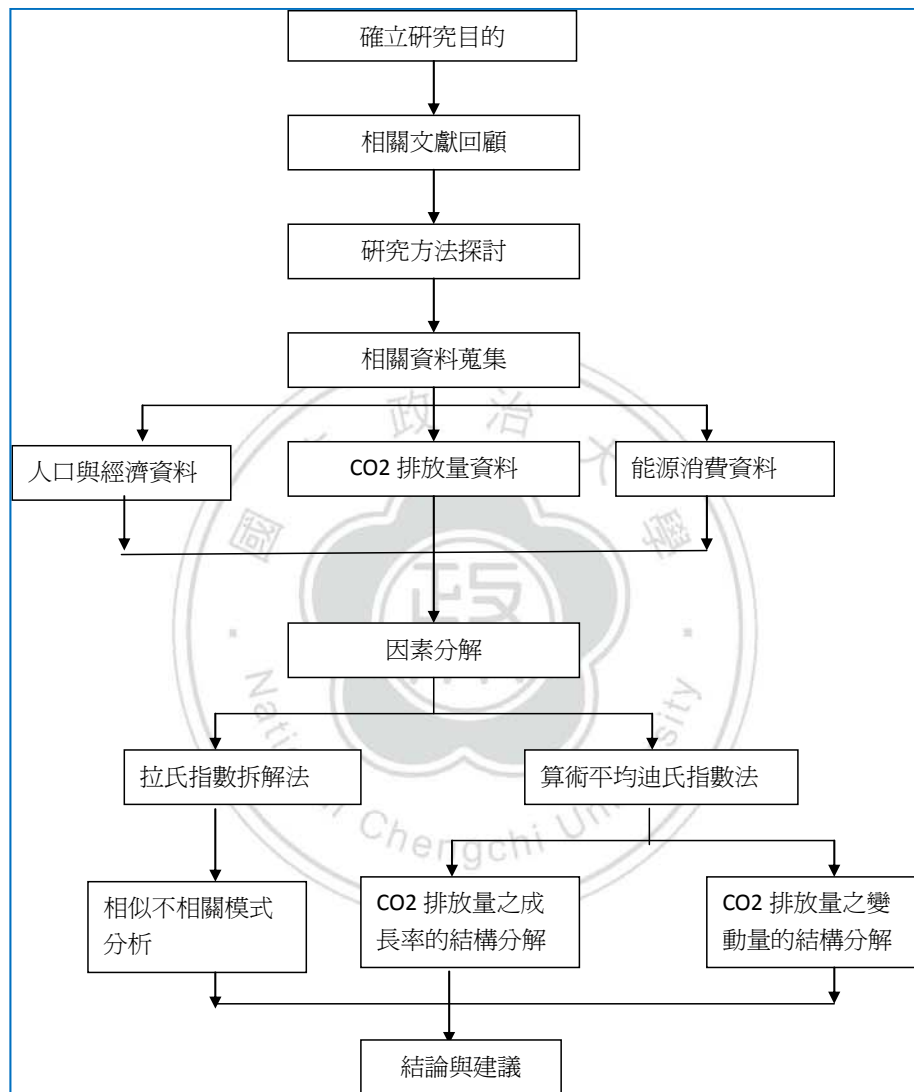


圖 2-1. 研究架構

此外，本研究亦首度跨越傳統文獻的藩籬，進一步採用「似無相關迴歸」(Seemingly Unrelated Regression, SUR) 分析法，檢定各主要政策工具（如環境稅、

<sup>14</sup> 各期之變動量的計算係以前 1 期為基準，見 Ang and Zhang (2000)。

<sup>15</sup> 限於資料的可及性，本研究所拆解的組成因素包括碳密集度、部門（產業）結構、能源密集度、人口及經濟規模等 5 項。

關稅、能源價格等)對各部門之 CO<sub>2</sub> 排放組成因素之貢獻度的影響，其結果對於節能減碳政策的研擬，頗具參考價值。

基於以上研究動機與目的，本研究之研究架構與流程概括如圖 2-1 所示。

## 2.2. 文獻回顧

### 2.2.1 拆解方法概述

組成因素拆解的主要目的，係為估算各組成因素對於主變數（例如污染物的排放量或密集度、能源需求或密集度等）的貢獻程度。因此，在決定拆解方式時，必先決定組成因素的項目，Kaya 方程式（見式（2-1））實乃表現拆解方式的基礎：

$$CO2_t = A_t \cdot B_t \cdot C_t \quad (2-1)$$

其中  $CO2_t$  代表第  $t$  期之 CO<sub>2</sub> 總排放量； $A_t$ 、 $B_t$ 、 $C_t$  則代表各組成因素；常見的組成因素包括技術因素（如碳密集度、能源密集度等）、經濟規模、部門結構、及人口等。

不過，通常吾人所關心的是各組成要素對於 CO<sub>2</sub> 排放量變動的貢獻程度，而衡量排放量變動的方式則可分為相對性（式（2-2））與絕對性（式（2-3））兩類，亦即：

$$R_t = CO2_t / CO2_0 \quad (2-2)$$

$$\Delta CO2_t = CO2_t - CO2_0 \quad (2-3)$$

由於式（2-2）與式（2-3）可分別改寫如式（2-4）與式（2-5），故文獻上習稱之為乘法型及加法型的拆解方式。

$$R_t = \frac{A_t}{A_0} \cdot \frac{B_t}{B_0} \cdot \frac{C_t}{C_0} \quad (2-4)$$

$$\Delta CO2_t = CO2_t \cdot \left\{ \frac{\Delta A_t}{A_t} + \frac{\Delta B_t}{B_t} + \frac{\Delta C_t}{C_t} \right\} \quad (2-5)$$

舉例而言，Ang and Zhang (2000)將所有產業在第  $t$  期的整體能源密集度（以

$I_t \equiv E_t / Y_t$  表示之，其中  $E_t$  為所有產業的能源總消費量， $Y_t$  為所有產業的總產值）的影響因素拆解為各產業之能源密集度（ $I_{it} = E_{it} / Y_{it}$ ）與產業結構（ $S_{it} = Y_{it} / Y_t$ ）兩項因素的乘積總和（如式（2-6）所示）：

$$I_t \equiv \frac{E_t}{Y_t} = \sum_i \frac{Y_{it}}{Y_t} \cdot \frac{E_{it}}{Y_{it}} = \sum_i S_{it} I_{it} \quad (2-6)$$

因此，乘法型及加法型的拆解方式分別如式（2-7）與式（2-8）所示：

$$R_{tot} = I_T / I_0 = R_{str} \cdot R_{int} \quad (2-7)$$

$$\Delta I_{tot} = I_T - I_0 = \Delta I_{str} + \Delta I_{int} \quad (2-8)$$

其中  $R_{str} = \sum_i (Y_{iT} / Y_T) / \sum_i (Y_{i0} / Y_0)$ ； $R_{int} = \sum_i (E_{iT} / Y_{iT}) / \sum_i (E_{i0} / E_0)$ ；  
 $\Delta I_{str} = \sum_i (Y_{iT} / Y_T) - \sum_i (Y_{i0} / Y_0)$ ； $\Delta I_{int} = \sum_i (E_{iT} / Y_{iT}) - \sum_i (E_{i0} / E_0)$ 。

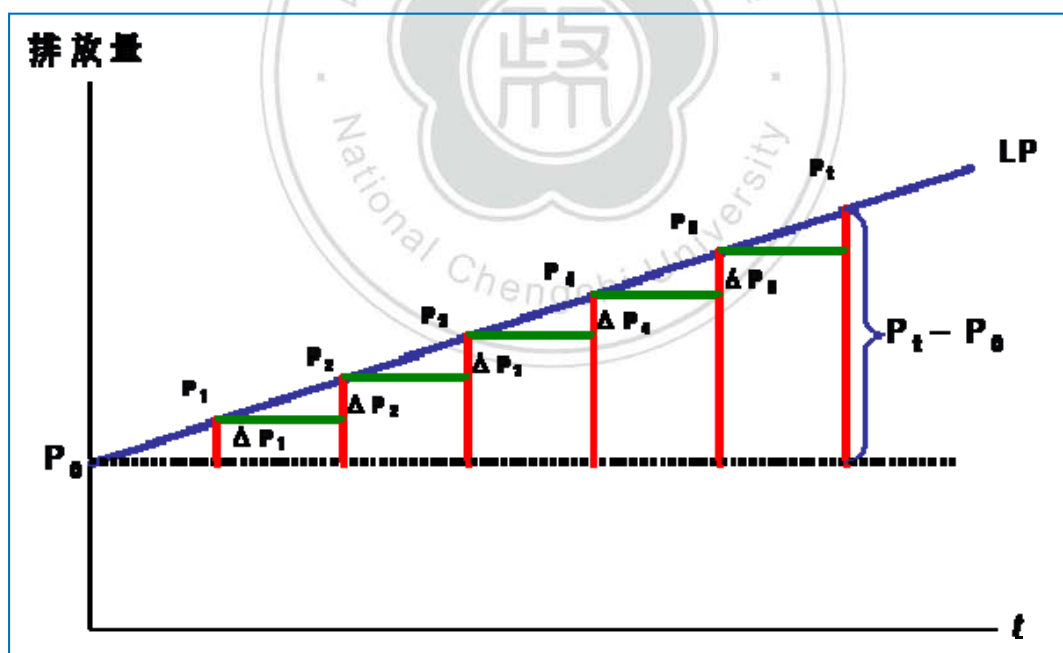


圖 2-2. CO<sub>2</sub> 排放量變動趨勢（以 1992 年為基期年）－拉氏指數法

前述關於各組成因素之變動量的計算，均以當期與基準年的差額為基礎（亦即  $\Delta A_t = A_t - A_0$ ，見式（2-4）與式（2-5））。不過，也有一些拆解係以當期與前一期的變動量（亦即  $\Delta CO2_t = CO2_t - CO2_{t-1}$ ）為基準。因此，文獻上的拆解方式復可因衡量變

動量之基準年的不同而分為「拉氏指數法」(Laspeyres index method)及「迪氏指數法」，前者以固定的基準年為基礎，後者則以前一期為基礎。如圖 2-2 表示，拉氏指數法係以固定基期年 ( $P_0$ )為計算基礎，由各期排放增量 (如  $\Delta P_1$ 、 $\Delta P_2$ 、...、 $\Delta P_t$ )的累積，即： $P_t - P_0 = \Delta P_1 + \Delta P_2 + \dots + \Delta P_t$ ，構成  $CO_2$  排放量之長期變動趨勢 (即  $\overline{P_0LP}$ )。

歷有文獻所使用的拆解方法，以拉氏指數法與算術平均迪氏指數法較為普遍，而算術平均迪氏指數法所採用的權數，會隨時間而變動，其交叉效果將分配至各個組成因素當中，因而誤差項較小，但在資料數值為 0 時，將會產生無法處理的問題，因此 Ang and Choi (1997) 改以對數平均權數法 (the Logarithmic Mean Weight Scheme) 來修正傳統的算術平均指數法。<sup>16</sup>

此外，Selden *et al.* (1999)則提出「適應性權數迪氏指數法」(Adaptive-Weighting Divisia, AWD)，用以檢視產業結構效果對於總排放的影響，不僅能反映產業結構之變動，亦可反映其他因素（能源密集度、能源配比或其他技術）隨時間變動而變動的情況，因此符合排序原則。

茲概略說明各種拆解法如下：

### 一、拉氏指數法

「拉氏指數法」係對每一因素效果採用固定基期進行計算。根據式(2-7)，乘法拆解結果可表現如下：

$$R_{str} = \sum_i S_{i,T} I_{i,0} / \sum_i S_{i,0} I_{i,0} \quad (2-9)$$

$$R_{int} = \sum_i S_{i,0} I_{i,T} / \sum_i S_{i,0} I_{i,0} \quad (2-10)$$

$$R_{rsd} = R_{tot} / (R_{str} R_{int}) \quad (2-11)$$

<sup>16</sup> 本文的資料值並無為 0 的問題，且利用算術平均指數法和對數平均指數法所計算出的結果差異不大，因此仍採用算術平均指數法。

其中式 (2-9)代表能源密集度 ( $I_{it} = E_{it} / Y_{it}$ ) 的相對貢獻度；式(2-10)代表產業結構 ( $S_{it} = Y_{it} / Y_t$ ) 的相對貢獻度；式(2-11)則代表殘差項，用以反映  $R_{tot}$  無法解釋的部分。

根據式(2-8)，加法拆解結果可表現如下：

$$\Delta I_{int} = \sum_i S_{i,0} I_{i,t} - \sum_i S_{i,0} I_{i,0} \quad (2-12)$$

$$\Delta I_{rsd} = \Delta I_{tot} - \Delta I_{str} - \Delta I_{int} \quad (2-13)$$

其中式 (2-12)代表能源密集度的絕對貢獻度；式 (2-13)代表產業結構的絕對貢獻度。

## 二、算數平均迪氏指數(Arithmetic Mean Divisia Index, AMDI)

迪氏指數法旨為拆解影響主變數之變動率(或成長率)的各組成因素的貢獻度。以所有產業在第  $t$  期的整體能源密集度為例，算數平均迪氏法將其瞬間成長率 (instantaneous growth rate) 拆解為部門結構與部門能源密集度的加權平均 (見式 (2-14))：

$$\frac{d \ln(I_t)}{dt} = \sum_i \omega_i [d \ln(S_{it}) / dt + d \ln(I_{it}) / dt] \quad (2-14)$$

其中  $\omega_i = E_{it} / E_t$  ( $\sum_i \omega_i = 1$ ) 為部門  $i$  之能源消費的占比，亦即為拆解過程中的部門權數。

式 (2-14)積分後可得乘法型拆解結果如下式：

$$\ln(I_T / I_0) = \int_0^T \sum_i \omega_i [d \ln(S_{i,t}) / dt] + \int_0^T \sum_i \omega_i [d \ln(I_{i,t}) / dt] \quad (2-15)$$

其中

$$R_{str} = \exp \left\{ \int_0^T \sum_i \omega_i [d \ln(S_{i,t}) / dt] \right\} \quad (2-16)$$

$$R_{int} = \exp \left\{ \int_0^T \sum_i \omega_i [d \ln(I_{i,t}) / dt] \right\} \quad (2-17)$$

因資料非連續性(discrete data)，故式(2-16)和式(2-17)對於基期年和第 T 年採算術平均加權後可得：

$$R_{str} = \exp \left\{ \sum_i (\omega_{iT} + \omega_{i0}) / 2 \ln(S_{iT} / S_{i0}) \right\} \quad (2-18)$$

$$R_{int} = \exp \left\{ \sum_i (\omega_{iT} + \omega_{i0}) / 2 \ln(I_{iT} / I_{i0}) \right\} \quad (2-19)$$

至於加法型迪氏指數法則可以相同方法推導如式(2-20)~式(2-22)：

$$\Delta I_{str} = \sum_i (E_{i,T} / Y_T + E_{i,0} / Y_0) / 2 \ln(S_{i,T} / S_{i,0}) \quad (2-20)$$

$$\Delta I_{int} = \Delta I_{str} = \sum_i (E_{i,T} / Y_T + E_{i,0} / Y_0) / 2 \ln(I_{i,T} / I_{i,0}) \quad (2-21)$$

$$\Delta I_{tot} = \Delta I_{str} + \Delta I_{int} + \Delta I_{rsd} \quad (2-22)$$

### 三、對數平均迪氏指數法(Logarithmic Mean Divisia Index)

Ang and Choi (1997) 提出之迪氏拆解法係以乘法型為基礎，採用對數平均權數法以取代算術平均權數法。假設  $x$  和  $y$  為正數，其對數平均式定義為

$$L(x, y) = (y - x) / \ln(y / x)$$

故可將式 (2-18)和式 (2-19)轉換為下式：

$$R_{str} = \exp \left\{ \sum_i \frac{L(\omega_{iT} + \omega_{i0})}{\sum_i L(\omega_{iT} + \omega_{i0})} / \ln(S_{iT} / S_{i0}) \right\} \quad (2-23)$$

$$R_{int} = \exp \left\{ \sum_i \frac{L(\omega_{iT} + \omega_{i0})}{\sum_i L(\omega_{iT} + \omega_{i0})} / \ln(I_{iT} / I_{i0}) \right\} \quad (2-24)$$

採用相同方法，式 (2-20)和式 (2-21)亦可轉換為下式：

$$\Delta I_{str} = \sum_i L(E_{i,T} / Y_T, E_{i,0} / Y_0) \ln(S_{i,T} / S_{i,0}) \quad (2-25)$$

$$\Delta I_{int} = \sum_i L(E_{i,T} / Y_T, E_{i,0} / Y_0) \ln(I_{i,T} / I_{i,0}) \quad (2-26)$$

有關資料值為 0 的問題，Ang and Choi (1997)提出可以極小的正數（亦即接近於 0 的正數）來取代，即可解決此一問題。

#### 四、拉氏指數完全拆解法

Sun (1998)將殘差項平均分配於各項因素的影響效果，故能源密集度的總變動量可以寫成下式：

$$\Delta I_{tot} = \sum_i S_{i,T} I_{i,T} - \sum_i S_{i,0} I_{i,0} = \sum_i (S_{i,T} - S_{i,0}) I_{i,0} + \sum_i (I_{i,T} - I_{i,0}) S_{i,0} + \sum_i (S_{i,T} - S_{i,0})(I_{i,T} - I_{i,0}) \quad (2-27)$$

其中  $\Delta I_{str} = \sum_i (S_{i,T} - S_{i,0}) I_{i,0}$ ； $\Delta I_{int} = \sum_i (I_{i,T} - I_{i,0}) S_{i,0}$ ，而其交叉項（殘差項）隨著變數  $S_i$  和  $I_i$  的變動程度愈大亦隨之變大。故式(2-27)可拆為以下兩種效果：

$$\Delta I_{str} = \sum_i (S_{i,T} - I_{i,0}) I_{i,0} + \frac{1}{2} \sum_i (S_{i,T} - S_{i,0})(I_{i,T} - I_{i,0}) \quad (2-28)$$

$$\Delta I_{int} = \sum_i (I_{i,T} - I_{i,0}) S_{i,0} + \frac{1}{2} \sum_i (S_{i,T} - S_{i,0})(I_{i,T} - I_{i,0}) \quad (2-29)$$

#### 五、固定權數分解法 (Fixed-Weight Decomposition Methods)

Seldem, Forrest and Lockhart (1999)採用固定權數分解法，渠等將排放量拆解如式(2-30)：

$$P_t = \left\{ \sum_j \left[ \sum_i \left( \frac{P_{ijt}^E}{E_{ijt}} \right) \left( \frac{E_{ijt}}{E_{jt}} \right) \left( \frac{E_{jt}}{Y_{jt}} \right) \right] + \left( \frac{P_{jt}^{PR}}{Y_{jt}} \right) \left( \frac{Y_{jt}}{Y_t} \right) \right\} Y_t \quad (2-30)$$

式中

$Y_t$ ：第  $t$  年之 GDP；

$Y_{jt}$ ：第  $j$  部門在第  $t$  期的實質產出；

$P_t$ ：第  $t$  年的污染排放總量； $P_t = \sum_j P_{jt}$

$P_{jt}$ ：第  $j$  部門在第  $t$  年的總排放量，復可區分為燃燒排放量（ $P_{jt}^E$ ）與製程排放

量 ( $P_{jt}^{PR}$ )，亦即： $P_{jt} = \sum_i P_{ijt}^E + P_{jt}^{PR}$ ；

$E_{ijt}$ ：第  $j$  部門在第  $t$  期對第  $i$  種能源的消費量，故第  $j$  部門的能源總使用量為：

$$E_{jt} = \sum_i E_{ijt} \text{。}$$

根據式(2-30)可知，排放量之組成因素包括以下各項：

- (1) 經濟規模效果—當維持每單位產出排放效果固定，總實質產出的改變為，即經濟規模 (*scale effect*)( $S_t$ )擴大對污染排放之影響。 $S_t$ 用於衡量，若是 GDP 之排放密集度 ( $P/Y$ ) 固定在 1970 年之水準，總排放成長的水準為多少。

$$S_t = \frac{P_0}{Y_0} Y_t - P_0 \quad (2-31)$$

- (2) 部門結構效果(*composition effect*)( $C_t$ )—在維持其他要素不變的情況下，部門結構效果係用於計算部門比例的改變 ( $Y_j/Y$ )。 $C_t$ 之計算，是假設每一部門排放密集度固定不變 ( $P_j/Y_j$ )，故可單獨分離出部門效果之改變。

$$C_t = \sum_j \frac{P_{j0}}{Y_{j0}} \left( \frac{Y_{jt}}{Y_t} \right) Y_t - \sum_j \frac{P_{j0}}{Y_{j0}} \left( \frac{Y_{j0}}{Y_0} \right) Y_t \quad (2-32)$$

- (3) 能源密集度效果 (*energy intensity*)( $H_t$ )—在其他因素固定不變下，我們允許在每一部門總 BTU 之改變：

$$H_t = \sum_j \frac{P_{j0}^E}{E_{j0}} \left( \frac{E_{jt}}{Y_{jt}} \right) Y_{jt} - \sum_j \frac{P_{j0}^E}{E_{j0}} \left( \frac{E_{j0}}{Y_{j0}} \right) Y_{jt} \quad (2-33)$$

採用 1990 的行為水準，計算  $H_t$  以揭露改變能源密集度，對於 1990 年排放影響是多少。

- (4) 能源結構效果 (*energy mix*)( $M_t$ )—維持其他要素不變下，我們允許各部門內部能源使用比例 ( $E_{ij}/E_j$ ) 改變：

$$M_t = \sum_j \sum_i \frac{P_{ij0}^E}{E_{ij0}} \left( \frac{E_{ijt}}{E_{jt}} \right) E_{jt} - \sum_j \sum_i \frac{P_{ij0}^E}{E_{ij0}} \left( \frac{E_{ijt}}{E_{jt}} \right) E_{j0} \quad (2-34)$$



吾人可由能源混合效果掌握各部門能源使用的比例。

- (5) 技術效果 (*technique effect*)( $T_t$ ) — 觀察在 1990 年的排放和每單位石化燃料燃燒，或每單位製程燃燒。由其他技術結果掌握政府管制減量效果或基於其他理由採技術改變的效果。

$$T_t = \left[ \sum_j \sum_i \left( \frac{P_{ijt}^E}{E_{ijt}} \right) E_{ijt} - \sum_j \sum_i \left( \frac{P_{ij0}^E}{E_{ij0}} \right) E_{ij0} \right] + \left[ \sum_j \left( \frac{P_{jt}^{PR}}{Y_{jt}} \right) Y_{jt} - \sum_i \left( \frac{P_{j0}^{PR}}{Y_{j0}} \right) Y_{j0} \right] \quad (2-35)$$

上述拆解結構與實務上的經驗相當接近，本研究在設定拆解方式時，所考慮的組成因素亦將以此為基礎。

## 2.2.2 拆解結果概述

關於因素拆解的實證研究，文獻上的成果頗為豐富。最常應用於能源消費 (Sun, 1998; Liaskas *et al.* 2000; Bruvold and Medin (2003); Bruvold and Larsen (2004)) 及其他空氣污染物排放變動的因素分析 (Selden *et al.* 1999)。

Bruvold and Medin (2003) 分析挪威在 1980 至 1996 年期間，人口成長、經濟規模、生產力結構、能源密集度、能源配比、燃燒方法、其他技術 (包括能源技術、排放過程) 等 8 種因素，對於能源燃燒產生各項空氣污染排放 (不含與能源使用相關之燃燒，以及能源燃燒作為發電使用在內) 之影響，結果發現：降低能源密集度對於 CO<sub>2</sub> 減量是極為重要的策略，而人口成長與經濟規模 (即人均 GDP) 對於各項排放之影響均相同；至於，能源配比對於排放減量影響之重要性僅次於能源密集度，但其對於 CO<sub>2</sub> 和二氧化硫 (SO<sub>2</sub>) 的減量影響極為顯著。另外，再以相同方法研究該國 1990 至 1999 年期間內，上開因素對於 CO<sub>2</sub> 排放的影響，結果發現，人均 GDP、人均排放量及部門結構改變對於排放有正向影響，其中尤以人均 GDP 最為顯著；至於，能源結構的改變，以及燃料密集度對於全部與製程相關的排放均有減量影響，但以能源結構影響最具顯著效果。

Selden, Forrest and Lockhart (1999)則採固定權數法，估算經濟規模、產業結構、能源密集度、能源結構及其他技術（能源的碳密集度及生產的碳密集度等）等 6 項因素對美國工業、商業、運輸及住家等部門之 6 種空氣污染物於 1970-1990 年間排放變動的影響。研究結果發現，經濟規模（如人均 GDP 成長）增長使得 6 種污染排放皆增加；部門結構比例之變動，雖造成若干空氣污染排放減量，但不足以抵消人均 GDP 的成長；能源密集度降低對於排放減量的貢獻，大於部門結構比例之變動，此一結果足以支持能源價格在美國的排放減量扮演重要角色之假設；至於，能源結構效果，對於污染排放減量之貢獻極小，但其他技術<sup>17</sup>改變對於降低污染排放減量之效果極為顯著。

國內的相關文獻也不少（林素貞等人，1996；楊任徵，1999；吳榮華、黃玄洲，2001；周鳳瑛、李佳玲，2001；吳銘峰，2003；黃運貴、曹壽民，2005；林素貞、黃群達、林佑蓉，2006；林佑蓉，2007；Liu, 2007；李正豐、林勻漸，2008），茲彙整如表 2-2 所示。

吳榮華、黃玄洲（2001）探討影響台灣鋼鐵業能源消費之關鍵因素，將其拆解為產出、產品組成結構及能源消費等。周鳳瑛、李佳玲(2001)利用適應性加權迪氏指標（Adaptive Weighting Divisia, AWD）因素分解方式，分析 1992-1997 年間構成台灣能源密集度下降之主要因素，係來自產業結構的調整。吳銘峰(2003)以台灣製造業的總合能源密集度作為影響能源效率變動之關鍵因素（包括製造業各產業的能源密集度及產業結構等），採用拉氏與迪氏指數法進行因素分析，研究結果發現，製造業於 1971-2001 年能源效率的提升，主要是受到製造業內各產業部門能源密集度下降的影響，但產業結構變動影響不大。黃運貴、曹壽民（2005）利用迪氏對數平均指數分解法，分析運輸部門能源消費量變動之主要因素，包括客貨運之活動需求強度、各運輸系統之市場占有率及能源密集度等，研究結果發現活動強度及能源密集度為運輸能源消費量主要的影響因素。

---

<sup>17</sup> 其他技術效果，係計算較為詳細的排放（包括來自能源消費與燃燒有關的排放，及其他製程排放）以及資料變動的控制係數，由此掌握政府管制減量效果，或基於其他理由採技術改變的效果。

表 2-2. 排放量之組成因素的拆解文獻彙整表

參考文獻	國別	應用對象 (研究期間)	指標型態	拆解型態與方法	拆解因素	重要結論
Bruvoll and Medin (2003)	挪威	能源燃燒產生各項空氣污染排放（鉛、二氧化硫、氮氧化物、CO <sub>2</sub> 、一氧化碳、PM、NMVOC、N <sub>2</sub> O、CH <sub>4</sub> 、NH <sub>3</sub> ） (1980-1996)	排放量	拉氏指數拆解法	人口成長、經濟規模、部門結構、能源密集度、能源配比、燃燒方法、其他技術（能源的碳密集度）、其他技術（中間製程的其他物質排放密集度）等 8 種因素	<ul style="list-style-type: none"> <li>·能源密集度為各項空氣污染排放之減量因素，尤其是 CO<sub>2</sub> 排放減量的主要因素。</li> <li>·人口與經濟規模（即人均 GDP）對於各項排放增量之影響均相同。</li> <li>·能源配比因素對於排放減量影響之重要性，僅次於能源密集度，但其對於 CO<sub>2</sub> 和二氧化硫的減量影響極為顯著。</li> <li>·部門結構為 NO<sub>x</sub>、CO<sub>2</sub> 及 NMVOC 等氣體的增量因素，但為其他 7 種氣體的減量因素。</li> <li>·其他技術（能源的碳密集度）對於 CO<sub>2</sub> 及 CH<sub>4</sub> 不具影響力，但對於大部分氣體為減量影響效果。</li> <li>·其他技術（中間製程的其他物質排放密集度）對於大部分氣體排放為減量因素（除 NMVOC 為正以外）。</li> </ul>
Bruvoll and Larsen (2004)	挪威	CO <sub>2</sub> 、甲烷、N <sub>2</sub> O (1990-1999)	排放量	拉氏指數拆解法	人口成長、經濟規模、部門結構、能源密集度、能源配比、能源的碳密集度、燃燒方法、其他技術（能源的碳密集度）、其他技術（中間製程排放除能源以外的	<ul style="list-style-type: none"> <li>·能源密集度為各項空氣污染排放之減量因素，尤其是 CO<sub>2</sub> 排放減量的主要因素。</li> <li>·人口與經濟規模（即人均 GDP）對於各項排放增量之影響均相同。</li> <li>·部門結構為 CO<sub>2</sub> 的增量因素，但為其他 2 種氣體的減量因素。</li> <li>·能源配比因素為 CO<sub>2</sub> 的減量因素，其重要</li> </ul>

					其他物質的密集度)等 8 種因素	性僅次於能源密集度,但對於其餘 2 種氣體影響甚微。 ·其他技術(能源的碳密集度)對於 CO <sub>2</sub> 不具影響力;對於甲烷為減量因素;但對於 N <sub>2</sub> O 則為增量因素。
Selden, Forrest and Lockhart (1999)	美國	94 個部門別 6 種空氣污染物(懸浮微粒、硫氧化物、氮氧化物、VOC、CO 及鉛)(1970-1990)	排放量	固定權數法	經濟規模(人均 GDP 成長)、產業結構、能源密集度、能源結構及其他技術(即能源的碳密集度及生產的碳密集度)等 6 個因素	·經濟規模擴大使得 6 種污染排放皆增加; ·部門結構比例之變動,雖造成若干空氣污染排放減量,但不足以抵消人均 GDP 的成長; ·能源密集度降低對於排放減量的貢獻,大於部門結構比例之變動; ·能源結構效果,對於污染排放減量之貢獻極小; 其他技術(包括來自能源消費與燃燒有關的排放,及其他製程排放)改變對於降低污染排放減量之效果極為顯著。
Liu (2007)	台灣	最終能源使用之 CO <sub>2</sub> 排放量(1994-2004)	排放量	對數平均迪氏分析法	經濟產出效果、產業結構效果、能源密集度效果、排放係數效果,以及人口效果等組成因素	·經濟產出效果對於 CO <sub>2</sub> 排放增量影響最為顯著。 ·能源密集的增量影響效果居次。 ·部門結構效果相較於其他因素,其影響較不顯著。 ·排放係數效果影響效果最不顯著。 ·人口效果的影響程度僅次於經濟產出效果。
吳榮華、黃玄洲 (2001)	台灣	鋼鐵業能源消費(1990-1999)	能源消費量	拉氏因素分解法	產出、結構及能源密集度等	·產出效果為能源消費量增加之最主要因素。 ·結構效果為逐年遞增,顯示歷年鋼鐵業朝單位能耗高的製程或製品發展。 ·能源密集度效果皆呈現負向,顯示鋼鐵業能源效率持續提升。

周鳳瑛、李佳玲 (2001)	台灣	各部門能源密集度 (1992-2000)	比率(能源 密集度)	適應性加權迪 氏指標 (AWD)	產業結構、產業能源密 集度	·1990 年代初期，我國能源密集度下降，主 要來自產業結構的調整，而 1990 年代後期， 產業結構變動對能源使用效率出現負面影 響。 ·平均而言，產業能源密集度對整體能源密集 度下降的效果大多為負值。
吳銘峰 (2003)	台灣	製造業能源密集度 (1981-2001)	比率(能源 密集度)	拉氏及迪氏指 數法等方法。	產業能源密集度效果、 產品結構效果	·能源密集度大抵呈現負向效果。 ·產品結構效果改變對總能源密集度的影響 幅度並不大。
李正豐、林勻漸 (2008)	台灣	公路運輸部門溫室氣 體排放量 (1995-2005)	排放量	對數平均數迪 氏指數法	能源消費的排放量、能 源消費配比、人均能源 消費量及人口數	·人均能源消費量及人口成長是造成台灣公 路運輸溫室氣體排放量增加的關鍵因素。 ·其他組成因素對排放量的影響均不顯著。
林素貞、黃群達、林佑 蓉(2006)	台灣	住宅與商業部門的 CO <sub>2</sub> 排放量 (1991-2004)	排放量	迪氏指標因素 分解法	CO <sub>2</sub> 排放係數、能源密 集度、人均 GDP 和人口 數等	·促使住宅部門 CO <sub>2</sub> 排放持續增量的最顯著 因素為每人居住樓板面積，其次依序為全國 住宅戶口總數、CO <sub>2</sub> 排放係數；在減量因素 方面，每戶人口數則為唯一的減量因素。 ·促使歷年商業部門 CO <sub>2</sub> 持續增量的最顯著 因素為經濟成長，其次依序為排放係數及結 構配比。在減量因素方面，能源密集度則是 唯一的減量因素。
林佑蓉(2007)	台灣、日 本、南 韓、英 國、德國 和荷蘭	CO <sub>2</sub> 排放量 (1990-2004)	排放量	迪氏指標法	CO <sub>2</sub> 排放係數、能源密 集度、人均 GDP 和人口 數等	·CO <sub>2</sub> 排放係數為我國和日本的增量因素，其 餘 4 國則為減量因素，顯示我國能源結構需 要增加低碳與再生能源配比。 ·能源密集度僅對我國為增量因素，顯示我國 能源密集度仍有改進空間。 ·人均 GDP 和人口數為各國的增量因素。

林素貞等人(2006)及林佑蓉(2007)以迪氏指標法，分析 1992-2004 年影響台灣與美、日、英等國商業部門之 CO<sub>2</sub> 排放量，主要拆解因素包括排放係數、能源密集度、結構配比、經濟成長等，結果發現，各國 CO<sub>2</sub> 排放增量的關鍵因素皆為經濟成長，而能源密集度是台灣唯一的減量因素。此外，排放係數為英國與日本的減量因素，而能源密集度為美國最大的減量因素。另外，再以相同方法估算影響住宅部門 CO<sub>2</sub> 排放之關鍵因素，結果指出，每人居住樓板面積是影響住宅部門 CO<sub>2</sub> 排放增量之重要因素，至於每戶人口數則是住宅及商業部門中，促使 CO<sub>2</sub> 減排最具貢獻的因素。

Liu (2007)採用 Ang and Choi (1997)之對數平均迪氏分析法 (the Divisia logarithmic average analytical method)，探討經濟產出、產業結構、能源密集度、排放係數、以及人口等組成因素，對於台灣經濟部門最終能源使用之 CO<sub>2</sub> 排放量成長率變動之影響。實證結果發現，經濟產出對於 CO<sub>2</sub> 排放增量影響最為顯著，其中最大者為私人消費，依次為政府消費、投資、進口和出口；能源密集的影響效果居次；部門結構相較於其他因素，其影響較不顯著；至於，排放係數除在若干期間 (1989-1992、1994、1995、2000 及 2004 年)使 CO<sub>2</sub> 排放量增加以外，其餘期間均造成 CO<sub>2</sub> 排放量降低的效果，相較於其他因素，其影響效果最不顯著；而人口的影響程度僅次於經濟產出效果。因此，台灣未來不僅追求高的經濟成長率，亦需積極從事改善生產過程，並致力於節能技術的研究與發展，以降低能源密集度，俾達到 CO<sub>2</sub> 排放減量之目的。

李正豐、林勻淅(2008)應用對數平均數迪氏指數法，將 1995-2005 年台灣公路運輸溫室氣體每年的排放量，拆解成能源 GHGs 排放強度（即能源消費的排放量）、能源消費配比（即能源結構）、人均能源消費量、及人口數等 4 項因素的乘積，研究結果發現，人均能源消費量為最主要的增量因素，且其所造成的排放增量效有加速擴大現象；人口成長雖為次要排放量增量因素，但隨著台灣人口出生率逐年下降，使得排放增量效應有減少的趨勢。

綜觀上述文獻可知，拆解的方式流於主觀與專業判斷，而人口數與人均所得常常扮演極為重要的角色，但在拆解過程中卻未考慮部門間之就業人口與人均 GDP 的差異性，致其貢獻度不因部門不同而異，也不因污染物不同而異。因此出現了與

Bruvoll and Medin (2003)相同的謬誤。本文因乃據以修正之。

## 2.3. 修正的拆解模式

由於拉氏與迪氏兩種拆解方法各有其優、缺點，究竟何者較佳，文獻上並無定論。Ang *et al.* (2000)歸納相關文獻後發現，無論研究者採用數量、比例或指數等指標型態，均較偏好加法型拆解方式，以其易於理解和解釋有關。是以，本文立基於 Bruvoll and Medin (2003)的拆解模式，同時以加法型態之拉氏指數法及算術平均迪氏指數法作為計算 CO<sub>2</sub> 排放量成長率與變動量結構分解的基礎。

### 2.3.1 拉氏指數法

Bruvoll and Medin (2003)為挪威主要經濟部門之總排放量 ( $P_t$ )的組成因素所建立的拆解對總排放量之相對影響程度，其拆解架構如式(2-36)：

$$P^{SM} = \sum_j \sum_i \sum_w \frac{P^{SM}_{wij}}{E_{wij}} \cdot \frac{E_{wij}}{E_{ij}} \cdot \frac{E_j}{Y_j} \cdot \frac{Y_j}{Y} \cdot \frac{Y}{B} \cdot B \quad (2-36)$$

其中  $P^{SM}$  為能源燃燒排放量； $E$  為能源使用量； $Y$  為國內生產毛額； $B$  為全國人口數； $w$  燃燒方法；下標  $i$  與  $j$  分別代表為能源種類及產業部門。

在其各項組成因素中，雖然部門結構、生產的能源密集度、能源的碳密集度等因素，係按各部門的經濟資料、能源消費資料及 CO<sub>2</sub> 排放資料所估算，但其人均 GDP 及人口等因素，卻以全國的人均 GDP 及總人口數為計算的基礎，使其對於各項污染（或不同部門）排放量之貢獻度完全相同，其實證結果如表 2-1 所示。

本研究為修正此等不合理的設算因素，乃改以各部門的就業人口數為設算基礎，所設定模型如下：

$$P_{jt} = \frac{P_{jt}}{E_{jt}} \cdot \frac{E_{jt}}{Y_{jt}} \cdot \frac{Y_{jt}}{Y_t} \cdot \frac{Y_t}{B_{jt}} \cdot \frac{Y_t}{(Y_{jt}/B_{jt})} \quad (2-37)$$

其中  $P_{jt}$  為第  $j$  部門在第  $t$  年能源消費之 CO<sub>2</sub> 排放量； $E_{jt}$  為第  $j$  部門在第  $t$  年能源消費量； $Y_{jt}$  為第  $j$  部門在第  $t$  年國內生產毛額； $B_{jt}$  為第  $j$  部門第  $t$  年的就業人口數；下標

$j$  代表農業、工業、服務業及運輸業等部門。

式(2-37)等號右側之各項組成因素的意義如下：

- (1) 部門結構因素 ( $Y_{jt}/Y_t$ )：部門結構因素在於反映生產結構之改變；如果高污染或高能耗的成長的速度遠超過平均經濟成長的速度，則此一部門結構因素的改變對 CO<sub>2</sub> 排放的貢獻值即為正數。
- (2) 生產的能源密集度因素 ( $E_{jt}/Y_{jt}$ )：能源密集度係反映一部門內之能源使用效率。
- (3) 能源的碳密集度因素 ( $P_{jt}/E_{jt}$ )：能源的碳密集度因素在於反映每一部門使用能源所產生的排放量，表示部門別可藉由提高能源效率之技術改進，或改善能源結構（即增加使用低碳能源之比例），以減少使用能源產生之 CO<sub>2</sub> 排放量。
- (4) 就業平均生產力 ( $Y_{jt}/B_{jt}$ )：人均 GDP 的成長係構成各部門 CO<sub>2</sub> 排放量變動之關鍵因素之一。
- (5) 各部門實質就業人口當量 ( $Y_t/(Y_{jt}/B_{jt})$ )：此一因素與歷有文獻至為不同，用以反映全國 GDP 若全數由第  $j$  個產業部門來生產所需之該部門的就業人數當量。此一設定將使各部門之就業人數對 CO<sub>2</sub> 排放的貢獻量可因部門不同而異，從而避免了文獻上的謬誤。

依據式(2-32)所設定之拆解架構，各組成因素對 CO<sub>2</sub> 排放變動之貢獻程度，計算式如下：

- (1) 就業人口因素 ( $\bar{N}_t$ )

$$\bar{N}_t = \sum_j P_{j0} \cdot \left( \frac{B_{jt}}{B_{j0}} - \frac{B_{j0}}{B_{j0}} \right) \quad (2-38)$$

其中， $B_{jt}$  為第  $j$  部門每一年就業人口數； $B_{j0}$  係以第  $j$  部門 1992 年為基期之就業人口數； $P_{j0}$  係以第  $j$  部門 1992 年為基期之 CO<sub>2</sub> 排放量。 $\bar{N}_{jt}$  為第  $j$  部門第  $t$  期的就業人口數相對於基期年指數之 CO<sub>2</sub> 排放量。



(2) 經濟規模因素 ( $\bar{S}_t$ )

$$\bar{S}_t = \sum_j P_{j0} \left[ \frac{Y_{jt}}{Y_{j0}} - \frac{B_{jt}}{B_{j0}} \right] \quad (2-39)$$

其中， $Y_{jt}$  為第  $j$  部門第  $t$  年各部門的總產值； $Y_{j0}$  係以第  $j$  部門 1992 年為基期之總產值。 $B_{jt}$  為第  $j$  部門第  $t$  年就業人口數； $B_{j0}$  係以第  $j$  部門 1992 年為基期的就業人口數； $P_{j0}$  係以 1992 年為基期的 CO<sub>2</sub> 排放量。 $\bar{S}_t$  為第  $t$  期的經濟規模相對於基期年指數之 CO<sub>2</sub> 排放量。

(3) 產業結構因素 ( $\bar{C}_t$ )

$$\bar{C}_t = \sum_j P_{j0} \left[ \frac{Y_{jt}}{Y_{j0}} - \frac{Y_t}{Y_0} \right] \quad (2-40)$$

其中， $Y_{jt}$  為第  $j$  部門第  $t$  年之總產值； $Y_{j0}$  係以 1992 年為基期之第  $j$  部門的產值。 $P_{j0}$  為以 1992 年為基期之能源消費的排放量（本式採 CO<sub>2</sub> 排放量）。

(4) 生產的能源密集度因素 ( $\bar{H}_t$ )

$$\bar{H}_t = \sum_j P_{j0} \left[ \frac{E_{jt}}{E_{j0}} - \frac{Y_{jt}}{Y_{j0}} \right] \quad (2-41)$$

其中， $P_{j0}$  為以 1992 年為基期之能源消費的排放量（本式採 CO<sub>2</sub> 排放量）； $E_{jt}$  為第  $j$  部門第  $t$  年的能源消費； $E_{j0}$  係以 1992 年為基期年之第  $j$  部門的能源消費量。

(5) 能源的碳密集度 ( $\bar{T}_t$ )

$$\bar{T}_t = \sum_j P_{j0} \cdot \left( \frac{P_{jt}}{P_{j0}} - \frac{E_{jt}}{E_{j0}} \right) \quad (2-42)$$

其中， $P_{j0}$  為以 1992 年為基期之能源消費的排放量（本式採 CO<sub>2</sub> 排放量）； $P_{jt}$  為第  $j$  部門第  $t$  年的能源消費的排放量； $E_{jt}$  為第  $j$  部門第  $t$  年的能源消費； $E_{j0}$  係以 1992 年為基期年之第  $j$  部門的能源消費量。

(6) 相對於基期年之 CO<sub>2</sub> 淨排放量

將式(2-38)~式(2-42)加總後可得相對於基期年之 CO<sub>2</sub> 淨排放量如下：

$$\begin{aligned}
 P_t - P_0 &\equiv \bar{N}_t + \bar{S}_t + \bar{C}_t + \bar{H}_t + \bar{T}_t \\
 &= \sum_j P_{j0} \cdot \left( \frac{B_{jt}}{B_{j0}} - \frac{B_{j0}}{B_{j0}} \right) + \sum_j P_{j0} \left[ \frac{Y_{jt}}{Y_{j0}} - \frac{B_{jt}}{B_{j0}} \right] + \sum_j P_{j0} \left[ \frac{Y_{jt}}{Y_{j0}} - \frac{Y_t}{Y_0} \right] + \sum_j P_{j0} \left[ \frac{E_{jt}}{E_{j0}} - \frac{Y_{jt}}{Y_{j0}} \right] + \sum_j P_{j0} \cdot \left( \frac{P_{jt}}{P_{j0}} - \frac{E_{jt}}{E_{j0}} \right) \quad (2-43)
 \end{aligned}$$

## 2.3.2 算術平均迪氏指數法

### 一、CO<sub>2</sub> 排放量之成長率的結構分解

本文利用 CO<sub>2</sub> 排放量之成長率的結構分解法，評估上開各項因素對於台灣歷年 CO<sub>2</sub> 排放之貢獻程度。假設全國在第  $t$  期的總排放量 ( $P_t$ ) 為各部門排放量 ( $P_{st}$ ,  $s = 1, 2, \dots, S$ , 代表部門別) 之總和，亦即：

$$P_t = \sum_s P_{st} \quad (2-44)$$

各部門排放量可表示為以下 5 個結構因素的連乘積如式(2-45)所示：

$$P_{st} = \frac{P_{st}}{E_{st}} \cdot \frac{E_{st}}{Y_{st}} \cdot \frac{Y_{st}}{Y_t} \cdot \frac{Y_{st}}{N_{st}} \cdot N_{st} \cdot \frac{Y_t}{Y_{st}} \quad (2-45)$$

其中

$A_{st} = P_{st} / E_{st}$ ，代表第  $s$  部門在第  $t$  期所使用之能源的碳密集度；

$B_{st} = E_{st} / Y_{st}$ ，代表第  $s$  部門在第  $t$  期的能源密集度；

$C_{st} = Y_{st} / Y_t$ ，代表第  $s$  部門在第  $t$  期之 GDP 的份額（佔總 GDP 的比例）；

$D_{st} = Y_{st} / N_{st}$ ，代表第  $s$  部門在第  $t$  期的勞動生產力；

$N_{st}$  代表第  $s$  部門在第  $t$  期之就業人口數。

令各部門排放量的當期份額（占比）為  $\alpha_{st} = P_{st} / P_t$ ， $P_t$  的成長率為

$g_P(t) \equiv \partial \ln P_t / \partial t$ 。由式(2-46)可知：

$$g_P(t) = \sum_s^S \alpha_{st} g_{Ps}(t) \quad (2-46)$$

換言之，總排放量之成長率為各部門之排放量成長率的加權平均，而權數則為各部門之排放配額。

同理，由式(2-47)可得各部門排放量之成長率（ $g_{Ps}(t)$ ）如下：

$$g_{Ps}(t) = \sum_{i=A}^D g_i(t) + g_{NS}(t) \quad (2-47)$$

其中  $g_i(t)$  代表第  $i$  個結構因素的成長率； $g_{NS}(t) \equiv \partial \ln N_{st} / \partial t$ ，代表第  $s$  部門在第  $t$  期的就業人口成長率。

將式(2-47)代入式(2-46)後可得全國總排放量之成長率的因素結構如式(2-48)所示：

$$g_P(t) = \sum_s^S \alpha_{st} \cdot \left( \sum_{i=A}^D g_i(t) + g_{NS}(t) \right) \quad (2-48)$$

式 (2-48) 表明：總排放量之成長率為各部門之結構因素成長率總和的加權平均，而權數則為各部門之排放份額。

## 二、CO<sub>2</sub> 排放量之變動量的結構分解

根據式(2-49a)，各部門之排放量的變動量可表示為：

$$\begin{aligned} dP_{st} = & B_{st} C_{st} D_{st} N_{st} dA_{st} + A_{st} C_{st} D_{st} N_{st} dB_{st} + A_{st} B_{st} D_{st} N_{st} dC_{st} + A_{st} B_{st} C_{st} N_{st} dD_{st} \\ & + A_{st} B_{st} C_{st} D_{st} dN_{st} \end{aligned} \quad (2-49a)$$

又因  $dA_{st} = d(P_{st} / E_{st})$ ，故

$$dA_{st} = A_{st} \cdot \left( \frac{dP_{st}}{P_{st}} - \frac{dE_{st}}{E_{st}} \right) \quad (2-50a)^{18}$$

同理，

$$dB_{st} = B_{st} \cdot \left( \frac{dE_{st}}{E_{st}} - \frac{dY_{st}}{Y_{st}} \right) \quad (2-50b)^{19}$$

$$dC_{st} = C_{st} \cdot \left( \frac{dY_{st}}{Y_{st}} - \frac{dY_t}{Y_t} \right) \quad (2-50c)^{20}$$

$$dD_{st} = D_{st} \cdot \left( \frac{dY_{st}}{Y_{st}} - \frac{dN_{st}}{N_{st}} \right) \quad (2-50d)^{21}$$

將式(2-50)代入式(2-49a)後可得：

$$dP_{st} = P_{st} \cdot \left[ \left( \frac{dP_{st}}{P_{st}} - \frac{dE_{st}}{E_{st}} \right) + \left( \frac{dE_{st}}{E_{st}} - \frac{dY_{st}}{Y_{st}} \right) + \left( \frac{dY_{st}}{Y_{st}} - \frac{dY_t}{Y_t} \right) + \left( \frac{dY_{st}}{Y_{st}} - \frac{dN_{st}}{N_{st}} \right) + \frac{dN_{st}}{N_{st}} \right] \quad (2-49b)$$

或

$$dP_{st} = P_{st} \cdot \left[ (g_{Ps}(t) - g_{Es}(t)) + (g_{Es}(t) - g_{Ys}(t)) + (g_{Ys}(t) - g_Y(t)) + (g_{Ys}(t) - g_{Ns}(t)) + g_{Ns}(t) \right] \quad (2-49c)$$

已知  $dP_t = \sum_s^S dP_{st}$ ，故由式(2-45)可知：

$$dP_t = \sum_s^S \left\{ P_{st} \cdot \left[ \left( \frac{dP_{st}}{P_{st}} - \frac{dE_{st}}{E_{st}} \right) + \left( \frac{dE_{st}}{E_{st}} - \frac{dY_{st}}{Y_{st}} \right) + \left( \frac{dY_{st}}{Y_{st}} - \frac{dY_t}{Y_t} \right) + \left( \frac{dY_{st}}{Y_{st}} - \frac{dN_{st}}{N_{st}} \right) + \frac{dN_{st}}{N_{st}} \right] \right\} \quad (2-51a)$$

或

$$dP_t = \sum_s^S \left\{ P_{st} \cdot \left[ (g_{Ps}(t) - g_{Es}(t)) + (g_{Es}(t) - g_{Ys}(t)) + (g_{Ys}(t) - g_Y(t)) + (g_{Ys}(t) - g_{Ns}(t)) + g_{Ns}(t) \right] \right\} \quad (2-51b)$$

<sup>18</sup>  $dA_{st} = d(P_{st}/E_{st}) = d \frac{P_{st} \cdot E_{st} - P_{st} \cdot dE_{st}}{(E_{st})^2}$ ，又  $dA_{st} = \frac{P_{st}}{E_{st}} \cdot \left( \frac{dP_{st}}{P_{st}} - \frac{dE_{st}}{E_{st}} \right)$ ，可以寫成：

$$dA_{st} = A_{st} \cdot \left( \frac{dP_{st}}{P_{st}} - \frac{dE_{st}}{E_{st}} \right)$$

<sup>19</sup> 推導過程如前註。

<sup>20</sup> 推導過程如前註。

<sup>21</sup> 推導過程如前註。

根據上述拆解結果，本章將應用實際資料，就各組成因素進行拆解。

## 2.4. 資料來源與實證結果

### 2.4.1 資料來源與處理

#### 一、產業分類

由於能源資料及 CO<sub>2</sub> 排放等資料與經濟資料對產業部門之分類並不一致，為便於研究，必需加以合併調整，因此本研究參考行政院主計處所編制之「中華民國行業標準分類（第 8 次修訂）」合併為 4 個部門別，其中農業部門共含農、林、漁、牧等 4 個產業；工業部門共含礦業、製造業(煉焦工場、高爐工場、煉油廠除外)、用水供應業及營造業等產業；服務業部門包括批發零售、住宿餐飲、運輸服務、倉儲、通信、金融保險不動產、工商服務、社會服務及個人服務、公共行政業務等共含商業與其他等產業；運輸業部門包含國際航空、國內航空、公路、鐵路、管線運輸及國內水運(不含國際海運)之能源消費量。

#### 二、部門別經濟資料

各部門之經濟資料係取自行政院主計處統計資料庫所編製，以 1990 年之幣值為基期年之各產業實質 GDP，以消除物價波動對於各年度 GDP 之影響。

#### 三、能源消費資料

本研究係依據經濟部能源局所編印之 1982 年至 2009 年第 1 季「能源消費統計資料」(2009)，按部門別(農業、工業、服務業、運輸業等)估算能源消費資料。

#### 四、就業人口資料

本研究依據行政院主計處公布之第 6 次修訂 1978-2001 年各行業就業人口，以及第 8 次修訂 2001 以後之各行業就業人口資料，作為分析各部門就業人口的基礎。

## 五、CO<sub>2</sub> 排放資料

本研究所引用各部門別之 CO<sub>2</sub> 排放量資料，係依據經濟部能源局編印「我國燃料燃燒 CO<sub>2</sub> 排放統計與分析」(2009)，按各部門別（農業、工業、服務業及運輸業等）不包括能源消費排放情況下之 CO<sub>2</sub> 排放量加以分析。

茲將本研究各變數定義及資料來源說明如下（見表 2-3）。

表 2-3. 變數定義及資料來源

變數代號（單位）	變數定義	資料來源
$P$ （百萬公噸）	4 個部門別能源消費之 CO <sub>2</sub> 排放總量	經濟部能源局 (1992-2008)
$P_{jt}$ （百萬公噸）	第 $j$ 部門在第 $t$ 年能源消費之 CO <sub>2</sub> 排放量，期間為 1992~2008 年	經濟部能源局 (1992-2008)
$B_{jt}, N_{jt}$	第 $j$ 部門第 $t$ 年就業人口數	行政院主計處 (1992-2008)
$E_{jt}$ （千公秉油當量）	第 $j$ 部門在第 $t$ 年之能源消費量	經濟部能源局 (1992-2008)
$Y_{jt}$ （新台幣百萬元）	第 $j$ 部門在第 $t$ 年之 GDP	行政院主計處(1992-2008)

資料來源：本文整理。

### 2.4.2 實證分析結果

本節應用前述修正後的拉氏指數拆解方法，分析各部門（包括農業、工業、服務業及運輸業等）CO<sub>2</sub> 排放量之長期變動趨勢；以及利用 Ang *et al.* (2000)的算術平均迪氏指數法，估算台灣 1992-2008 年期間，影響各別部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率變動之關鍵因素。參照前一節的拆解方法，並計算出碳密集度、部門結構、能源密集度、人口及經濟規模等 5 項組成因素影響效果之貢獻值，以量化評估各因素對台灣各產業部門 CO<sub>2</sub> 排放的影響及重要性。

由於拆解排放的淨效果等於上述 5 種組成因素的和，若 CO<sub>2</sub> 排放淨變動量效果及淨成長率效果為正，表示該期間的 CO<sub>2</sub> 排放量增加；反之，為負值則表示減少。至於，碳密集度效果、部門結構效果、能源密集度效果、人口效果及經濟規模效果等為正者，表示該影響因素對該年期的 CO<sub>2</sub> 排放變動量或成長率有促進增加的效果；若為負值則表示有減少的效果，亦即有減排的效益。

## 一、拉氏指數拆解方法

本文依據拉氏指數拆解方法所設定的 4 個部門別之總排放量拆解模型（參見式(2-37)），再按式(2-38)~式(2-42)，分別計算以下各部門受到人口、經濟規模、部門結構、能源密集度及能源的碳密集度等因素，對於 CO<sub>2</sub> 排放量變動之淨效果，由實證結果以瞭解各部門排放量之長期變動趨勢。

### (一) 農業部門

由拉氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，農業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 之變動量及各因素演變如表 2-4 所示；圖 2-3 為歷年各因素對於 CO<sub>2</sub> 排放的貢獻值；圖 2-4 則表示各因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨效果之長期趨勢。研究結果顯示：

表 2-4. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解：拉氏指數拆解

(單位：百萬公噸)

年	碳密集度(1)	部門結構(2)	生產的能源密集度(3)	人口(4)	經濟規模(5)	CO <sub>2</sub> 排放淨效果 (6)=(1)+(2)+(3)+(4)+(5)
1993	-0.06	-0.02	-0.06	-0.15	0.44	0.234
1994	-0.07	-0.31	0.11	-0.22	0.47	-0.235
1995	-0.11	-0.41	0.14	-0.28	0.67	0.053
1996	-0.18	-0.59	0.25	-0.37	0.88	-0.025
1997	-0.32	-0.82	0.11	-0.47	1.06	-0.495
1998	-0.38	-1.14	-0.09	-0.61	1.20	-0.584
1999	-0.46	-1.33	-0.09	-0.72	1.60	0.045
2000	-0.44	-1.55	0.19	-0.81	1.91	0.446
2001	-0.40	-1.40	0.29	-0.90	2.10	0.353
2002	-0.43	-1.51	0.20	-0.89	2.26	-0.036
2003	-0.36	-1.65	0.49	-0.93	2.36	0.428
2004	-0.35	-2.10	0.75	-1.06	2.66	0.067
2005	-0.45	-2.58	0.71	-1.19	2.79	-0.540
2006	-0.81	-2.75	-0.05	-1.28	3.44	-0.590
2007	-0.98	-3.16	-0.39	-1.31	3.47	-0.519
2008	-0.90	-3.18	-0.16	-1.33	3.49	0.440
平均	-0.39	-1.42	0.17	-0.75	1.82	-0.093

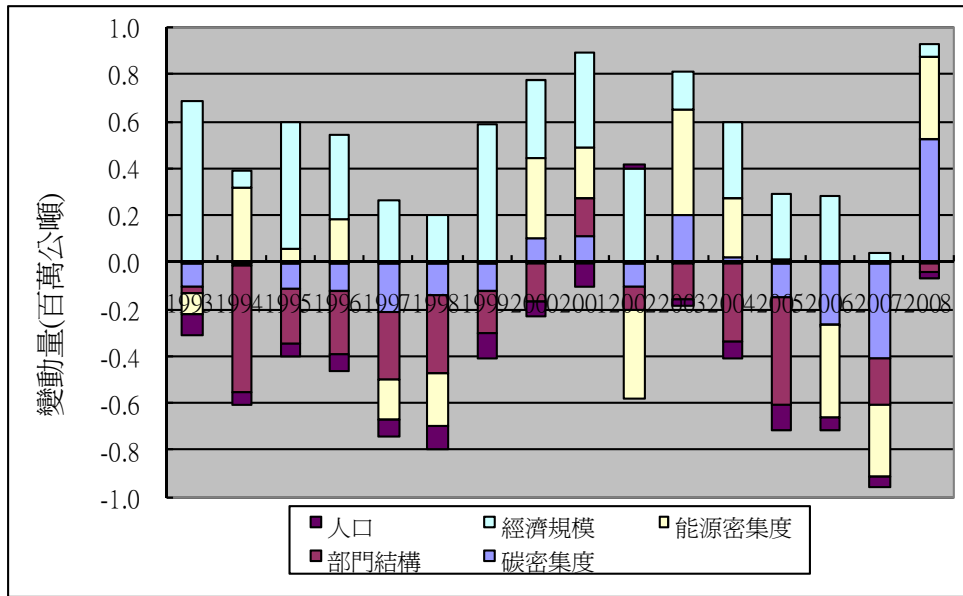


圖 2-3. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的因素組成拆解－拉氏指數法

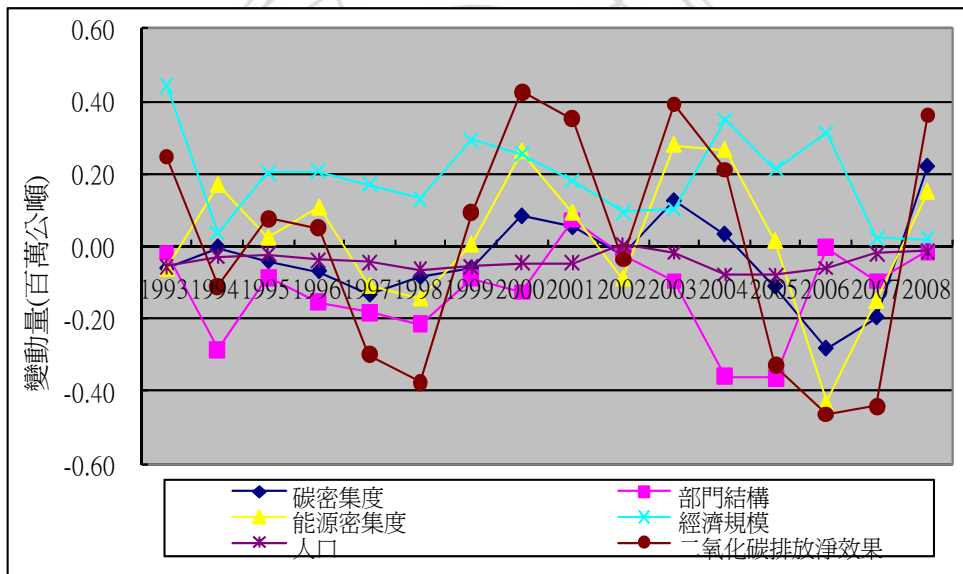


圖 2-4. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放量之組成因素的貢獻量趨勢－拉氏指數法

- (1) 由各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放貢獻之歷年平均值，可以發現，促使農業部門 CO<sub>2</sub> 排放增量的主要驅動力來自經濟規模，歷年來呈現遞增趨勢，平均增量為 1.82 百萬公噸；其次為能源密集度，歷年來為增、減互現情況，但自 2006 年以後皆為減量趨勢，其平均增量為 0.17 百萬公噸。
- (2) 在碳密集度因素、人口因素與部門結構因素方面，歷年來皆為減量效果，其平均減量分別為 -0.39 百萬公噸、-0.75 百萬公噸、-1.42 百萬公噸。



(3) 綜合上述因素相互抵消後，歷年 CO<sub>2</sub> 排放淨效果呈現互見趨勢，其平均減量為 -0.093 百萬公噸。

## (二) 工業部門

由拉氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，工業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 之變動量及各因素演變如表 2-5 所示；圖 2-5 為歷年各因素對於 CO<sub>2</sub> 排放的貢獻值；圖 2-6 則表示各因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨效果之長期趨勢。研究結果顯示：

表 2-5. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放量變動的結構分解－拉氏指數拆解

(單位：百萬公噸)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	人口	經濟規模	CO <sub>2</sub> 排放淨效果
1993	0.09	-0.79	-0.82	-0.01	1.04	-0.76
1994	-1.60	-0.89	-0.23	0.87	1.30	0.02
1995	-2.09	-1.39	-0.81	0.84	3.00	0.32
1996	-2.40	-2.00	-1.01	-0.19	6.66	2.27
1997	-3.90	-2.17	0.04	0.84	6.52	0.66
1998	-4.44	-3.05	0.23	1.03	7.03	-0.41
1999	-6.64	-3.96	0.99	0.73	10.00	0.86
2000	-10.07	-4.62	4.73	1.14	11.55	2.67
2001	-17.55	-5.86	14.86	0.13	10.16	-1.55
2002	-17.41	-5.35	14.02	-0.30	14.53	5.06
2003	-20.49	-5.18	13.71	-0.20	16.24	-1.45
2004	-25.03	-4.95	13.84	0.94	17.93	-0.96
2005	-26.45	-4.95	10.60	1.98	18.59	-2.66
2006	-27.75	-4.87	9.28	2.79	20.28	0.83
2007	-33.30	-3.50	10.61	3.63	23.55	2.30
2008	-35.30	-4.01	10.03	4.09	21.64	-4.86
平均	-13.27	-3.57	6.00	0.95	11.23	0.48

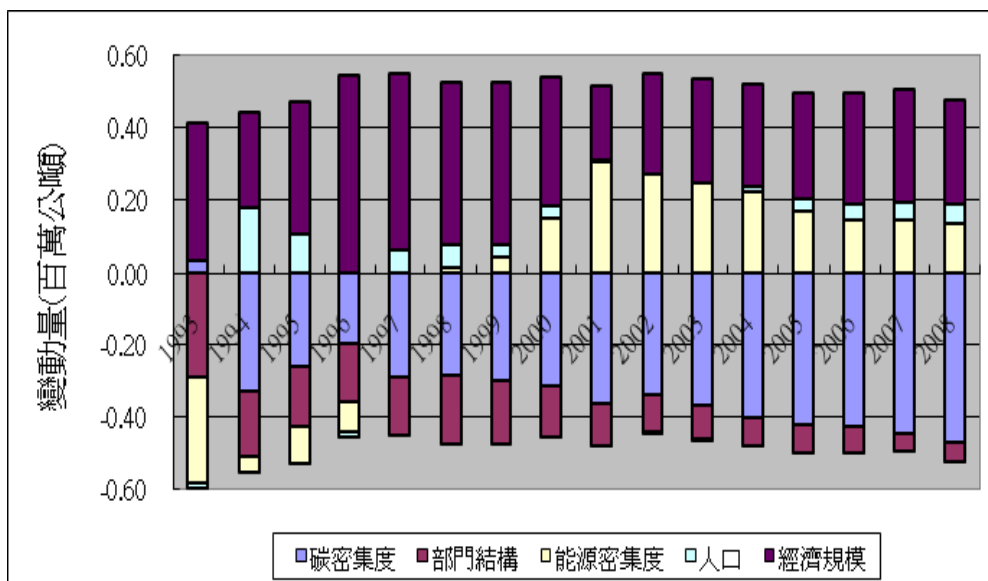


圖 2-5. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的因素組成拆解—拉氏指數法

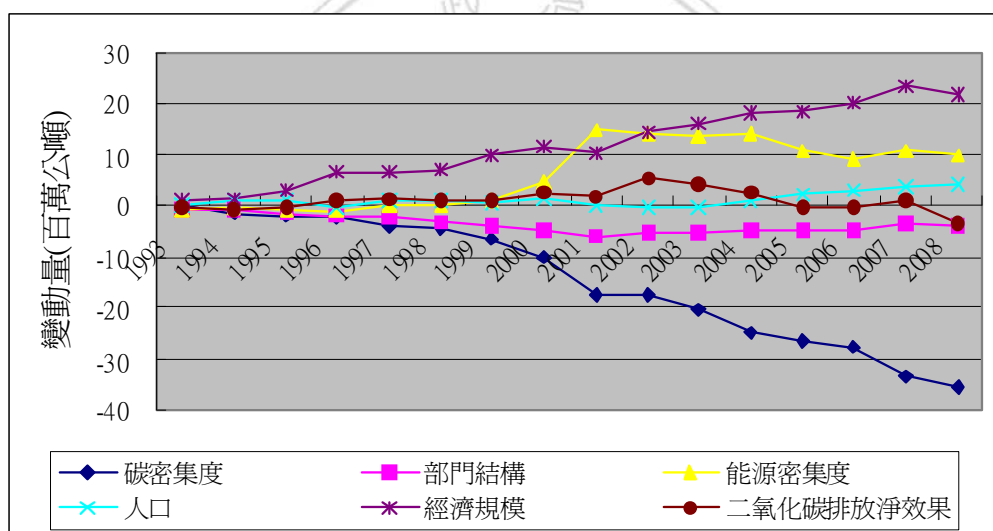


圖 2-6. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放量之組成因素的貢獻量趨勢—拉氏指數法

- (1) 由各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放貢獻之歷年平均値，可以發現，促使工業部門 CO<sub>2</sub> 排放增量的主要驅動力來自經濟規模，歷年來呈現遞增趨勢，平均增量為 11.23 百萬公噸；其次為能源密集度，除 1993 至 1996 年為減量以外，自 1997 年以後皆為增量趨勢，其平均增量為 6 百萬公噸。在人口因素方面，除 1993、1996、2002 及 2003 年減量效果以外，其餘各年皆為增量效果，其平均增量為 0.95 百萬公噸。
- (2) 碳密集度是構成工業部門排放減量的最重要因素，歷年來呈現大幅減量的趨

勢，其平均值為－13.27 百萬公噸；部門結構因素方面，歷年來皆為減量效果，其平值為－3.57 百萬公噸。

綜合上述因素相互抵消後，歷年 CO<sub>2</sub> 排放淨效果呈現增、減互見趨勢，其平均值為 0.48 百萬公噸。

### (三) 服務業部門

由拉氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，服務業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 之變動量及各因素演變如表 2-6 所示；圖 2-7 為歷年各因素對於 CO<sub>2</sub> 排放的貢獻值；圖 2-8 則表示各因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨效果之長期趨勢。結果歸納如下：

表 2-6. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解－拉氏指數拆解

(單位：百萬公噸)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	人口	經濟規模	CO <sub>2</sub> 排放淨效果
1993	-0.65	0.13	-0.15	0.13	0.02	-0.64
1994	-0.51	0.23	-0.03	0.23	0.09	0.91
1995	-1.21	0.34	-0.22	0.34	0.15	-0.69
1996	-0.85	0.50	-0.20	0.47	0.19	1.28
1997	-1.78	0.59	-0.25	0.52	0.35	-0.73
1998	-1.80	0.77	-0.12	0.63	0.41	0.74
1999	-1.91	0.92	-0.24	0.77	0.47	0.21
2000	-2.36	1.09	-0.18	0.85	0.66	0.08
2001	-2.27	1.22	0.17	0.92	0.44	0.53
2002	-2.37	1.19	0.14	1.02	0.39	-0.08
2003	-2.78	1.21	0.61	1.12	0.32	0.18
2004	-2.53	1.26	0.05	1.23	0.39	-0.02
2005	-2.74	1.36	-0.01	1.33	0.49	0.08
2006	-2.86	1.42	-0.15	1.42	0.56	0.03
2007	-2.98	1.33	-0.52	1.51	0.60	-0.40
2008	-3.06	1.41	-0.52	1.57	0.50	-0.05
平均	-1.97	0.90	-0.07	0.83	0.37	0.10

- (1) 由各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放貢獻之歷年平均值，可以發現，促使商業部門 CO<sub>2</sub> 排放增量的主要驅動力來自部門結構、人口及經濟規模，歷年來均為增量效

果，平均增量數值分別為 0.90 百萬公噸、0.83 百萬公噸、0.37 百萬公噸。

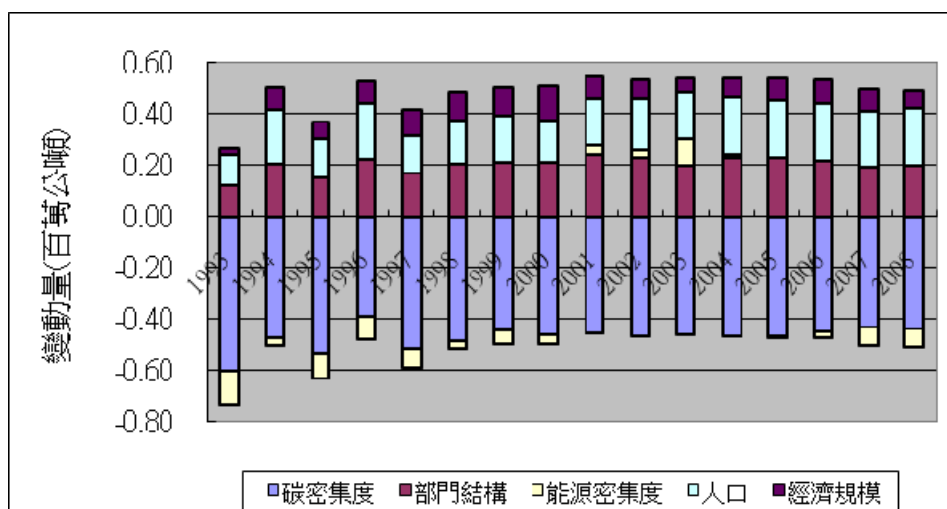


圖 2-7. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的因素組成拆解—拉氏指數法

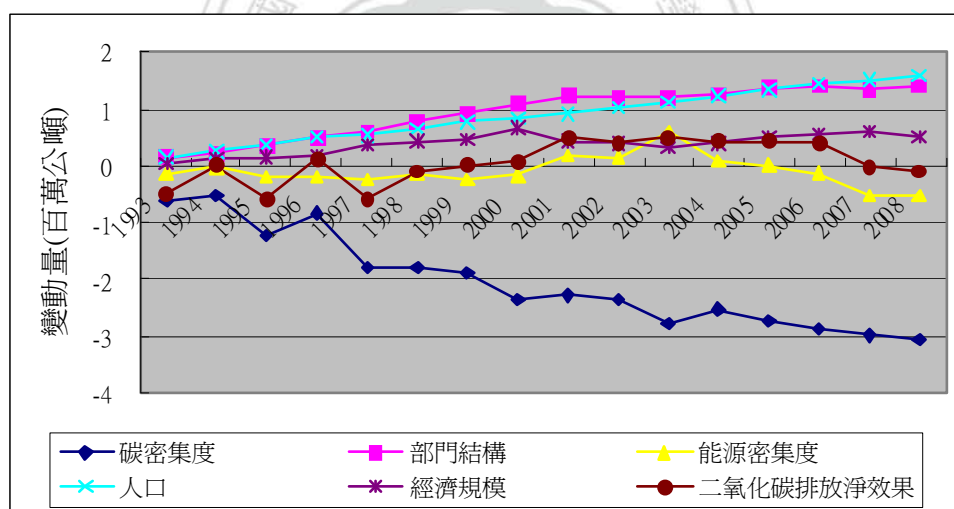


圖 2-8. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放量之組成因素的貢獻量趨勢—拉氏指數法

(2) 碳密集度是構成商業部門排放減量的最重要因素，歷年來呈現減量趨勢，其平均值為 -1.97 百萬公噸；能源密集度因素方面，除 2001 至 2004 年為增量效果以外，其餘各年皆為減量效果，其平值為 -0.07 百萬公噸。

綜合上述因素相互抵消後，歷年 CO<sub>2</sub> 排放淨效果呈現增、減互現趨勢，其平均值為 0.10 百萬公噸。

#### (四) 運輸部門

由拉氏指數拆解計算 1992~2008 年期間，運輸業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 之變動量及各因素演變如表 2-7 所示；圖 2-9 為歷年各因素對於 CO<sub>2</sub> 排放的貢獻值；圖 2-10 則表示各因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨效果之長期趨勢。研究結果顯示：

表 2-7. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解—拉氏指數拆解結果

(單位：百萬公噸)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	人口	經濟規模	CO <sub>2</sub> 排放淨效果
1993	-0.13	-0.40	1.31	0.69	0.20	1.61
1994	-0.30	-1.61	2.58	1.23	0.00	-0.55
1995	-0.92	-2.60	3.92	1.01	0.78	0.81
1996	-1.11	-4.16	5.16	1.17	0.55	-1.13
1997	-1.23	-4.91	5.12	0.80	1.82	0.83
1998	-1.39	-4.83	5.18	1.44	2.58	1.15
1999	-1.76	-3.67	3.00	1.39	6.12	3.58
2000	-1.81	-4.99	2.49	1.66	6.84	-1.29
2001	-1.70	-3.65	2.92	-1.55	9.55	7.21
2002	-1.81	-4.75	3.38	-2.30	11.24	1.90
2003	-1.78	-5.69	3.00	-1.92	11.18	-1.72
2004	-2.33	-5.59	1.70	-1.66	14.12	1.78
2005	-2.43	-6.30	1.03	-2.03	16.22	1.46
2006	-2.67	-8.02	-0.02	-1.76	17.04	-2.23
2007	-2.91	-10.31	-2.04	-1.87	18.15	-3.05
2008	-2.41	-10.10	-3.80	-1.92	18.20	-1.23
平均	-1.62	-4.77	2.58	-0.25	7.76	0.69

- (1) 由各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放貢獻之歷年平均值，可以發現，促使運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放增量的主要驅動力來自經濟規模，歷年來呈現大幅攀升的增量趨勢，平均增量數值為 7.76 百萬公噸；其次為能源密集度，歷年來大抵呈現下降趨勢，尤以自 2006 至 2008 年已出現減量效果，其平均值為 2.58 百萬公噸。
- (2) 部門結構是構成運輸業部門排放減量的最重要因素，歷年來大抵呈現減量趨勢，其平值為 -4.77 百萬公噸。碳密集度則是構成減量之次要因素，歷年來均為減量效果，其平均值為 -1.62 百萬公噸。

綜合上述因素相互抵消後，歷年 CO<sub>2</sub> 排放淨效果除 2008 年為減量效果以外，其餘各年均為增量效果，其平均值為 0.69 百萬公噸。

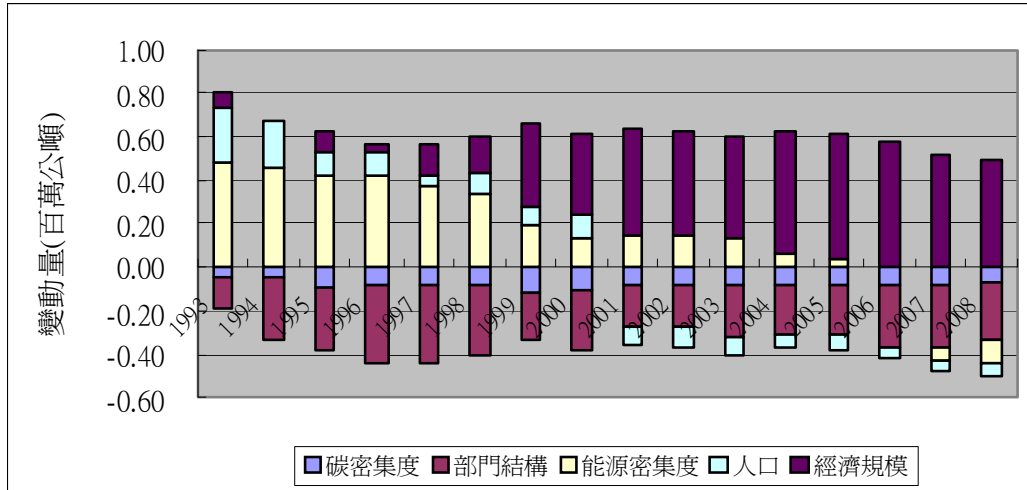


圖 2-9. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的因素組成拆解—拉氏指數法

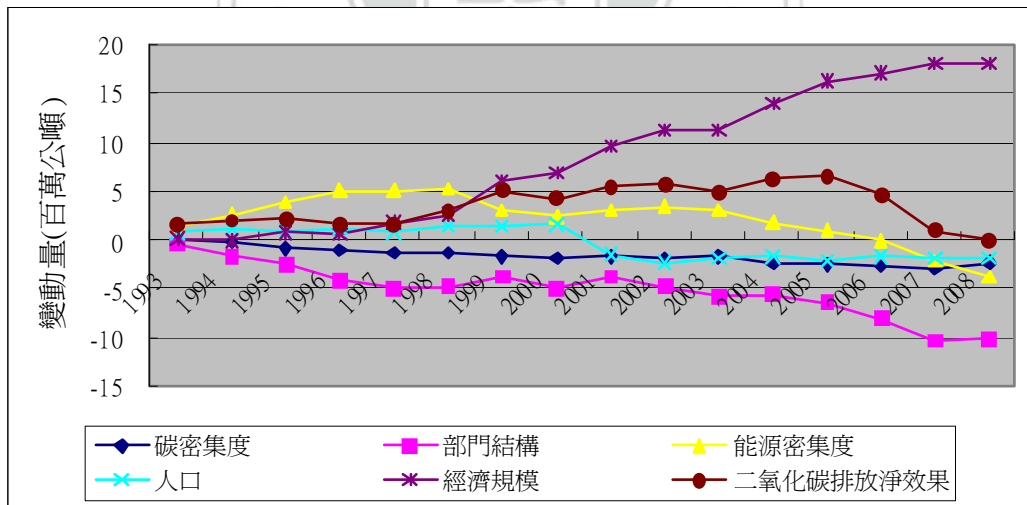


圖 2-10. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放量之組成因素的貢獻量趨勢—拉氏指數法

## 二、迪氏指數拆解方法

### (一) 成長率的結構分解

本文依據迪氏指數拆解方法所設定的 4 個部門別之總排放量拆解模型( 參見

式(2-45))，再按式(2-48)分別計算以下各部門受到人口、經濟規模、部門結構、能源密集度及能源的碳密集度等因素，對於 CO<sub>2</sub> 排放量成長率變動之淨效果，由實證結果以瞭解各部門排放量之短期變動趨勢。

## 1. 農業部門

由迪氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，農業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 排放成長率之結構分解各因素演變如表 2-8 所示；圖 2-11 為歷年各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放成長率的貢獻值；圖 2-12 則表示各項因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨成長率之短期趨勢。研究結果顯示：

表 2-8. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的結構分解—迪氏指數拆解結果

(單位：%)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	經濟規模	人口	CO <sub>2</sub> 排放淨成長率
1993	-0.095	-0.027	-0.095	0.682	-0.231	0.234
1994	-0.005	-0.417	0.248	0.054	-0.115	-0.235
1995	-0.060	-0.124	0.034	0.293	-0.090	0.053
1996	-0.096	-0.215	0.147	0.286	-0.146	-0.025
1997	-0.182	-0.249	-0.148	0.231	-0.146	-0.495
1998	-0.113	-0.283	-0.189	0.174	-0.172	-0.584
1999	-0.079	-0.114	0.006	0.379	-0.147	0.045
2000	0.101	-0.155	0.322	0.313	-0.135	0.446
2001	0.064	0.089	0.115	0.224	-0.140	0.353
2002	-0.029	-0.028	-0.104	0.112	0.012	-0.036
2003	0.149	-0.114	0.333	0.122	-0.061	0.428
2004	0.038	-0.419	0.310	0.408	-0.270	0.067
2005	-0.131	-0.428	0.018	0.251	-0.250	-0.540
2006	-0.331	-0.004	-0.504	0.367	-0.117	-0.590
2007	-0.231	-0.113	-0.176	0.027	-0.025	-0.519
2008	0.272	-0.017	0.186	0.025	-0.025	0.440
平均	-0.067	-0.173	0.021	0.261	-0.129	-0.093

- (1) 經濟規模所帶動的成長率之增加效果，是促使農業部門 CO<sub>2</sub> 排放增加的關鍵因素，平均增加率約為 0.26%；其次為能源密集度 0.021%。

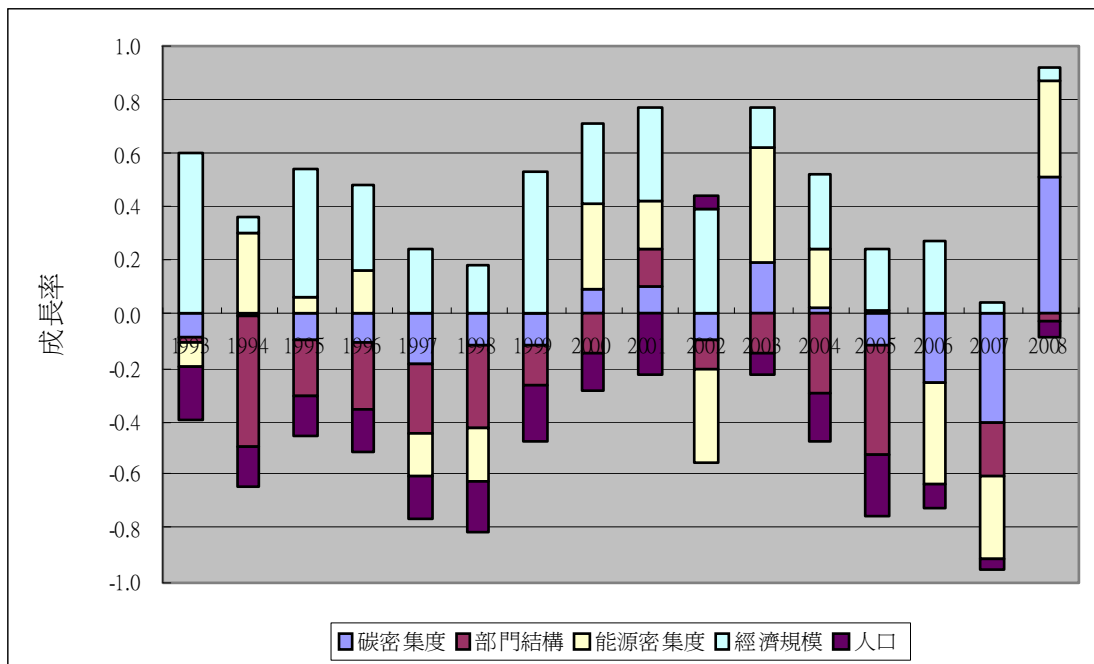


圖 2-11. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的因素組成拆解—拉氏指數法

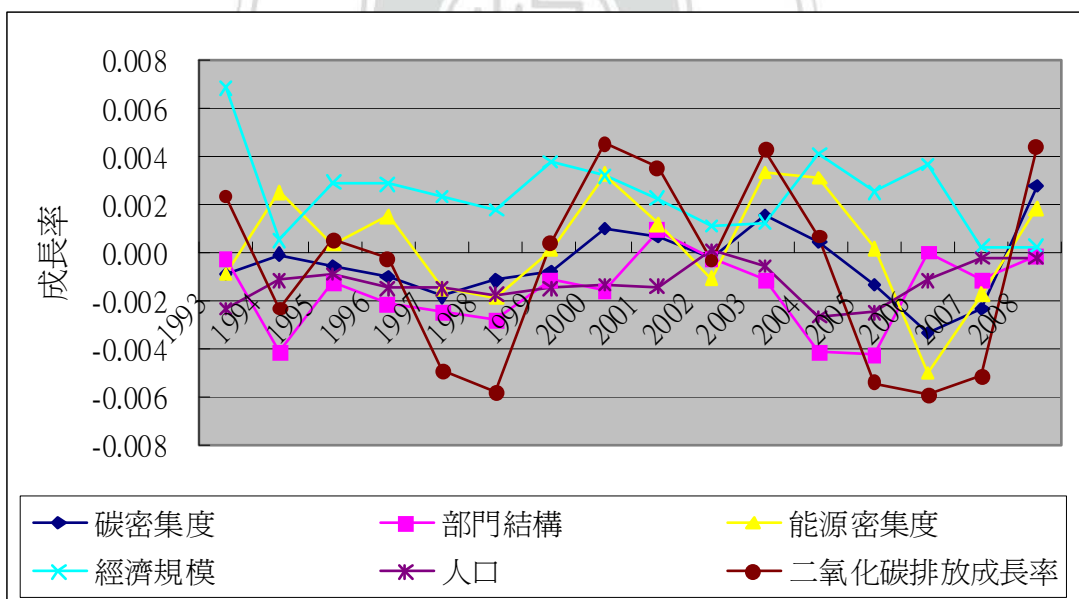


圖 2-12. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的組成因素拆解：迪氏指數法

(2) 歷年來就業人口除 2002 年為增率效果以外，其餘各年均為減率效果，平均減率約為 -0.13%；其次為部門結構因素，歷年來僅有 2001 年呈現增率效應，其餘各年都呈現為減率效果，平均降低率為 -0.17%。碳密



集度因素方面，僅有 2000、2001、2003、2004 及 2008 年的成長率出現正值，其餘各年則為負值，平均降低率約為 -0.07%，為僅次於部門結構之另一項重要的減率因素。

- (3) CO<sub>2</sub> 排放成長率受到上開各項因素不同的影響程度，歷年來為增減互現趨勢，平均淨成長率約為 -0.093%。

## 2. 工業部門

由迪氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，工業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 排放成長率之結構分解各因素演變如表 2-9 所示；圖 2-13 為歷年各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放成長率的貢獻值；圖 2-14 則表示各項因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨成長率之短期趨勢。研究結果顯示：

表 2-9. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的結構分解－迪氏指數拆解結果

(單位：%)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	經濟規模	人口	CO <sub>2</sub> 排放淨成長率
1993	0.144	-1.226	-1.275	1.612	-0.015	-0.76
1994	-2.557	-0.066	0.976	0.337	1.333	0.02
1995	-0.648	-0.628	-0.795	2.434	-0.044	0.32
1996	-0.349	-0.703	-0.224	5.044	-1.498	2.27
1997	-1.850	-0.087	1.461	-0.451	1.584	0.66
1998	-0.580	-0.952	0.232	0.598	0.293	-0.41
1999	-2.466	-0.828	0.887	3.715	-0.450	0.86
2000	-3.332	-0.460	4.150	1.678	0.629	2.67
2001	-7.556	-1.577	10.243	-1.168	-1.495	-1.55
2002	1.119	1.002	-1.739	5.329	-0.652	5.06
2003	-3.017	0.377	-0.732	1.770	0.150	-1.45
2004	-3.535	0.643	-0.897	1.143	1.690	-0.96
2005	-1.536	0.263	-2.966	0.105	1.471	-2.66
2006	-0.311	0.343	-1.521	1.178	1.137	0.83
2007	-3.272	1.456	0.319	2.582	1.217	2.30
2008	-2.952	-0.396	-0.299	-1.837	0.620	-4.86
平均	-1.983	-0.163	0.541	1.727	0.373	0.48

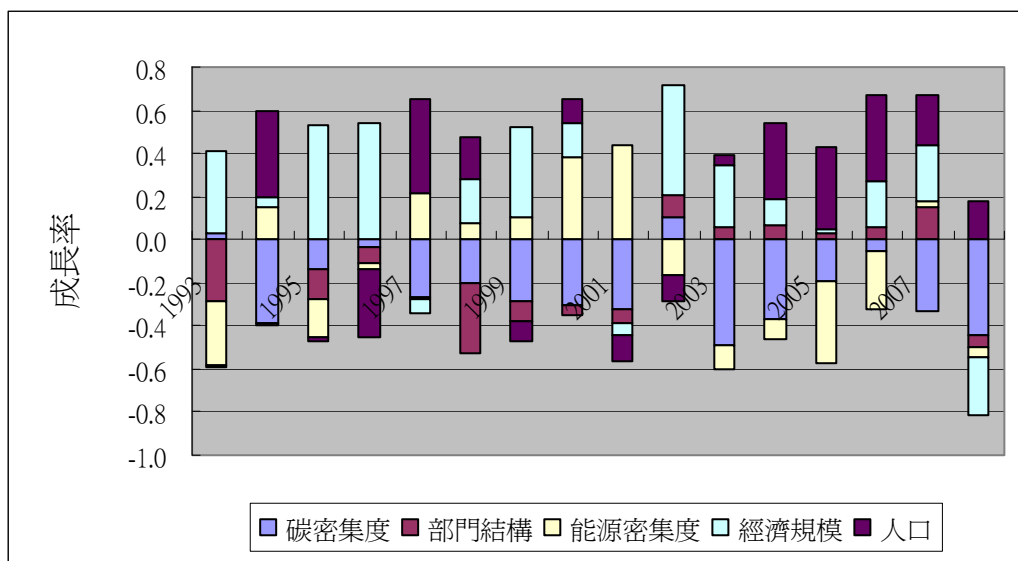


圖 2-13. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的因素組成拆解—拉氏指數法

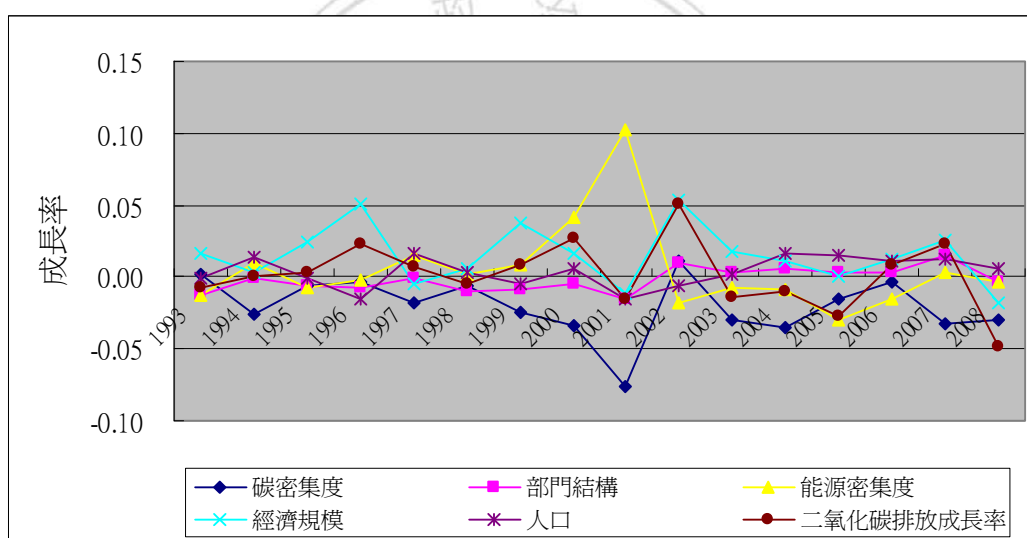


圖 2-14. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的組成因素拆解：迪氏指數法

- (1)經濟規模所帶動的成長率之增加效果，是促使工業部門 CO<sub>2</sub> 排放增加的關鍵因素，平均增加率為 1.73%；其次，能源密集度平均為 0.54%；再其次，人口因素平均為 0.37%。
- (2)碳密集度方面，僅有 1993 及 2002 年的成長率出現正值，其餘各年則為負值，平均降低率為 -1.98%，為工業部門重要的減率因素。
- (3)就部門結構而言，2002-2007 年呈現增率效果，其餘各年都呈現為減率效果，平均降低率為 -0.16%，為僅次於碳密集度之另一項重要的減率因素。

(4)CO<sub>2</sub>排放成長率受到各項因素不同的影響程度，歷年來增減互見，其中 2003、2004、2005 及 2008 年受到碳密集度、能源密集度效果降低的影響，而 2008 年的部門結構效果亦有改善，乃導致上述各年度的排放成長率均為負值，但整體而言，平均成長率為 0.48%。

### 3. 服務業部門

由迪氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，服務業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 排放成長率之結構分解各因素演變如表 2-10 所示；圖 2-15 為歷年各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放成長率的貢獻值；圖 2-16 則表示各項因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨成長率之短期趨勢。研究結果顯示：

表 2-10. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的結構分解－迪氏指數拆解結果

(單位：%)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	經濟規模	人口	CO <sub>2</sub> 排放淨成長率
1993	-0.8265	0.1686	-0.1862	0.0297	0.169	-0.64
1994	0.3791	0.1162	0.1747	0.0932	0.144	0.91
1995	-0.7938	0.1017	-0.1843	0.0652	0.119	-0.69
1996	0.8673	0.1579	0.0508	0.0329	0.175	1.28
1997	-0.9393	0.0474	-0.0324	0.1511	0.041	-0.73
1998	0.2883	0.1427	0.1340	0.0504	0.126	0.74
1999	0.0148	0.0793	-0.0917	0.0458	0.158	0.21
2000	-0.3276	0.0815	0.0687	0.1711	0.084	0.08
2001	0.2711	0.1429	0.2692	-0.2383	0.083	0.53
2002	-0.0299	-0.0805	-0.0272	-0.0591	0.113	-0.08
2003	-0.1982	-0.0157	0.3643	-0.0796	0.110	0.18
2004	0.2443	-0.0369	-0.4244	0.0657	0.135	-0.02
2005	-0.0910	0.0232	-0.0484	0.0935	0.106	0.08
2006	-0.0263	-0.0226	-0.1027	0.0664	0.114	0.03
2007	-0.1486	-0.1205	-0.2499	0.0281	0.096	-0.40
2008	-0.0726	0.0537	0.0051	-0.1070	0.070	-0.05
平均	-0.0878	0.0523	-0.0190	0.0344	0.115	0.10

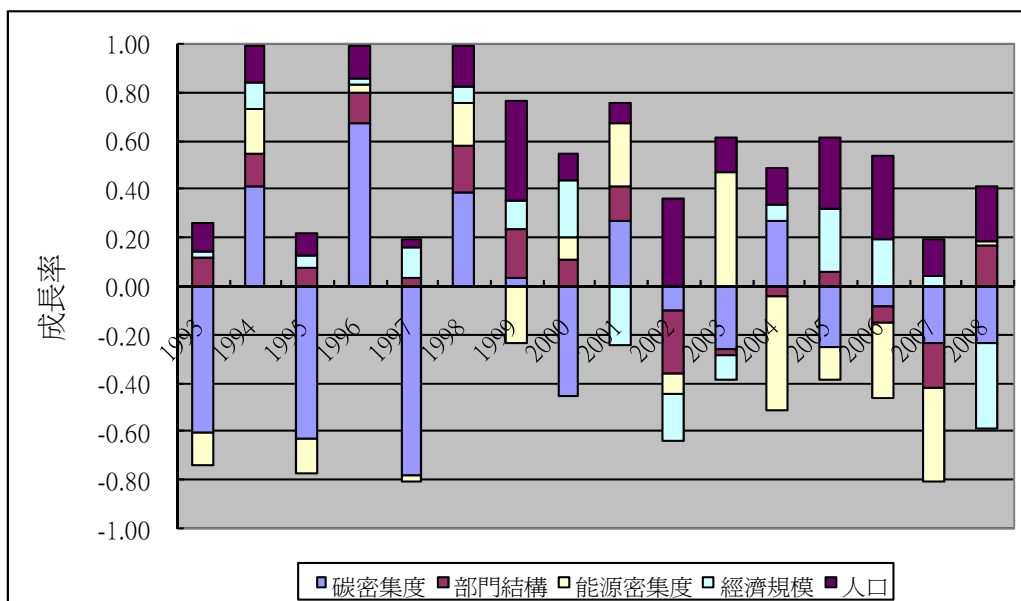


圖 2-15. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的因素組成拆解—拉氏指數法

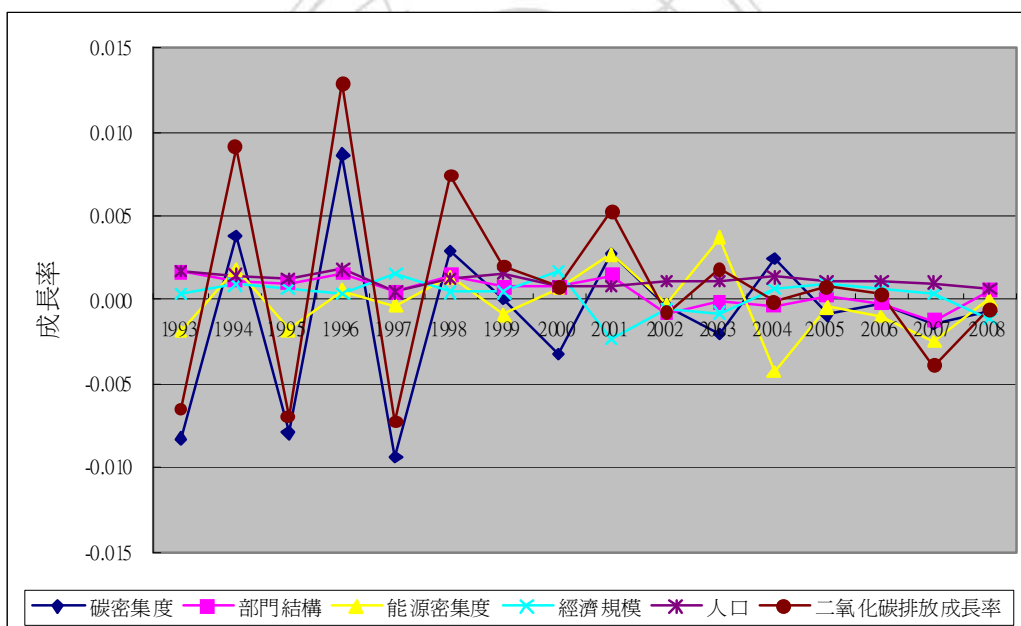


圖 2-16. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的組成因素拆解：迪氏指數法

- (1) 人口效果所帶動的成長率之增加效果，是促使服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放增加的關鍵因素，平均增加率約為 0.12%；其次，部門結構為 0.05%；再其次，經濟規模為 0.03%。
- (2) 碳密集度方面，自 2005 年以來其成長率皆為負值，歷年平均降低率約為 -0.09%，為工業部門重要的減率因素。

- (3) 能源密集度方面，2004-2007 年連續出現減率效果，2008 年又再呈現正值，其歷平均降低率約為 -0.02%，為僅次於碳密集度之另一項重要的減率因素。
- (4) CO<sub>2</sub> 排放成長率受到各項因素不同的影響程度，歷年排放成長率為增減互現，其平均值為 0.1%。

#### 4. 運輸業部門

由迪氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，運輸業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 排放成長率之結構分解各因素演變如表 2-11 所示；圖 2-17 為歷年各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放成長率的貢獻值；圖 2-18 則表示各項因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨成長率之短期趨勢。研究結果顯示：

表 2-11. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的結構分解—迪氏指數拆解結果

(單位：%)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	經濟規模	人口	CO <sub>2</sub> 排放淨成長率
1993	-0.221	-0.671	2.180	-0.834	1.156	3.343
1994	-0.255	-1.912	1.934	-1.194	0.872	0.733
1995	-0.905	-1.477	1.898	1.646	-0.350	0.316
1996	-0.218	-2.270	1.729	-0.635	0.264	-0.756
1997	-0.121	-0.838	-0.292	2.695	-0.615	-0.039
1998	-0.135	0.457	-0.277	0.014	1.086	2.640
1999	-0.426	2.253	-3.583	5.426	-0.088	3.461
2000	-0.024	-1.392	-0.714	0.413	0.428	-0.666
2001	0.123	1.385	0.550	10.294	-5.138	-0.122
2002	-0.045	-1.131	0.440	3.991	-1.355	-0.071
2003	0.030	-0.979	-0.465	-1.014	0.708	-0.708
2004	-0.555	0.692	-1.831	2.971	0.505	2.485
2005	-0.046	-0.459	-0.851	3.541	-0.722	0.516
2006	-0.277	-1.475	-1.174	0.174	0.519	-1.539
2007	-0.344	-1.830	-2.137	1.459	-0.199	-3.332
2008	0.436	0.173	-1.937	0.198	-0.101	-1.370
平均	-0.228	-0.643	-0.173	1.930	-0.189	0.417

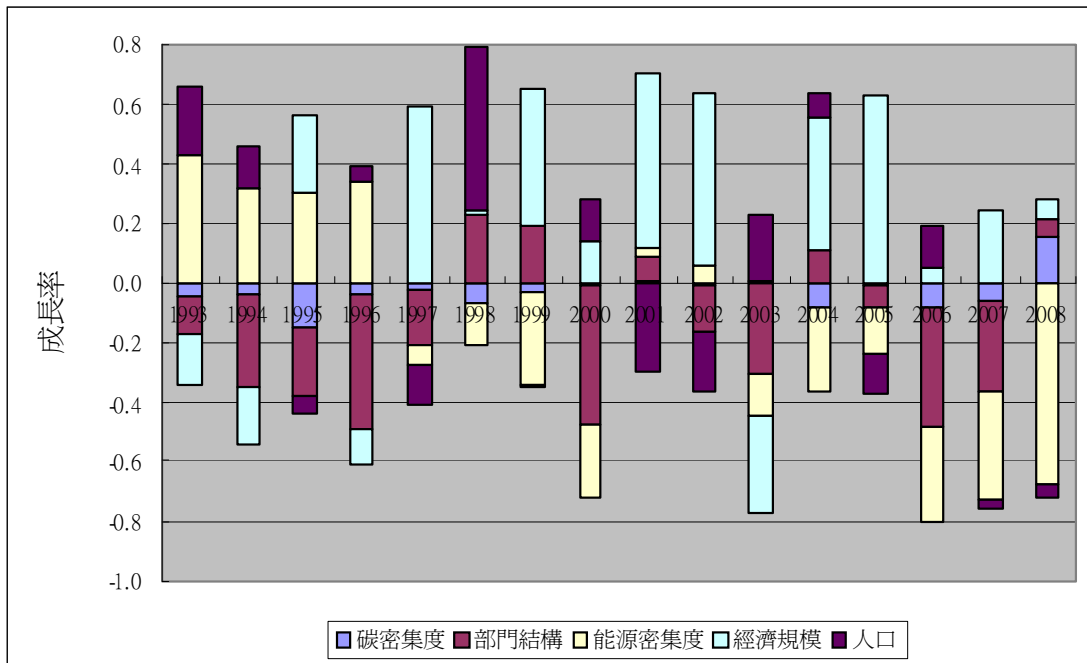


圖 2-17. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的因素組成拆解－拉氏指數法

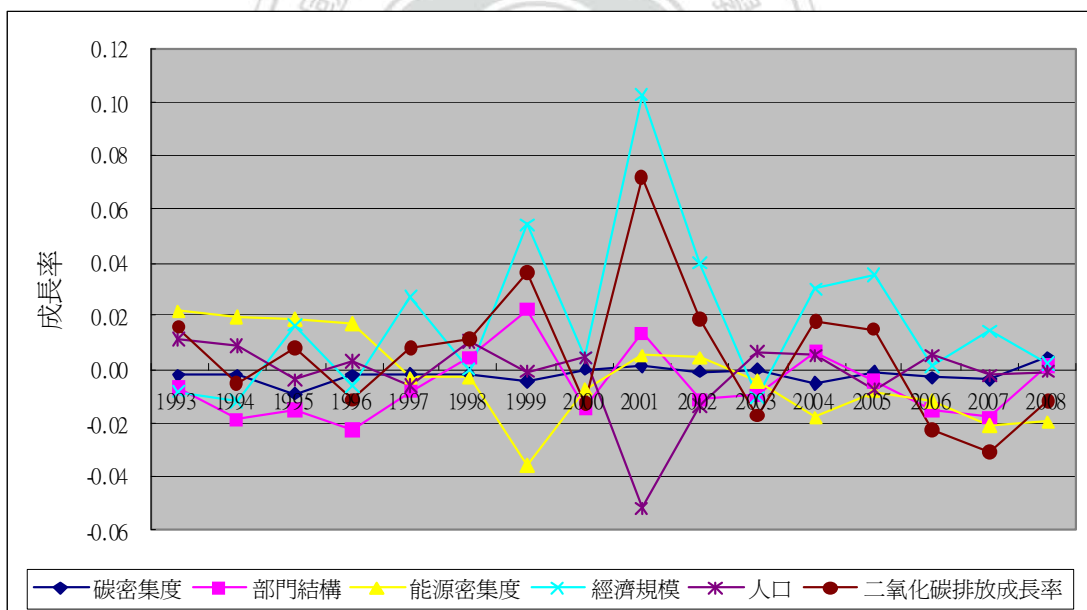


圖 2-18. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放成長率的組成因素拆解：迪氏指數法

- (1) 經濟規模所帶動的增量效果，是促使運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放增加的關鍵因素，平均成長率為 -0.19%。
- (2) 部門結構因素方面，除 1998、1999、2001、2004 及 2008 為增加效果以外，其餘各年均為負值，因此部門結構改善在運輸部門已有不錯的成效，其歷

年平均值為-0.6%，是構成運輸部門排費減量之主要因素。

- (3) 人口因素的影響效果，歷年來呈現增、減互見，其歷年平均值為-0.189% 為重要減率因素之一。
- (4) 能源密集度方面，2003-2008 年連續出現減量效果，其歷年平均淨成長率為-0.17%，係僅次於部門結構與人口因素之另一項減率因素。
- (5) 碳密集度因素方面：僅有 2001、2003 及 2008 為碳密集度惡化的年度，其餘年度均為減量因素，其歷年平均值約為-0.23%，亦是構成運輸部門的減量因素之一。
- (6) CO<sub>2</sub> 排放成長率受到各項因素不同的影響程度，計算期間僅有 2006-2008 年為負值，但整體而言，其歷年排放淨成長率平均值約為 0.42%。

## (二) 變動量之結構分解

本文依據迪氏拆解方法所設定之 4 個部門別的總排放量拆解模型（參見式 (2-49)）分別計算以下各部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量之結構分解。

### 1. 農業部門

由迪氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，農業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 排放變動量之結構分解各因素演變如表 2-12 所示；圖 2-19 為歷年各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放增量的貢獻值；圖 2-20 則表示各項因素及 CO<sub>2</sub> 排放變動量之短期趨勢。研究結果顯示：

- (1) 經濟規模所帶動的變動量之增加效果，是促使農業部門 CO<sub>2</sub> 排放增加的關鍵因素，平均增量為 0.20 百萬公噸；其次為能源密集度，其增量為 0.02 百萬公噸。
- (2) 就部門結構而言，歷年來僅有 2001 年呈現增量效應，其餘各年都呈現為減量效果，平均排放減量為-0.14 百萬公噸。
- (3) 碳密集度方面，僅有 2000、2001、2003、2004 及 2008 年的成長率出現正值，其餘各年則為負值，平均降低率為-0.05 百萬公噸，為僅次於部門結構之另一項重要的減量因素。

(4) CO<sub>2</sub> 排放成長率受到各項因素不同的影響程度，歷年來有著極大變化，例如 2003-2005 年受到部門結構的改善，以及碳密集度技術進步所帶動之減量效果，是促使排放大幅下降的主因，其平均淨效果為 -0.01 百萬公噸。

表 2-12. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解－迪氏指數拆解結果

(單位：百萬公噸)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	經濟規模	人口	CO <sub>2</sub> 排放淨變動量
1993	-0.062	-0.02	-0.06	0.445	-0.056	0.247
1994	-0.003	-0.28	0.17	0.037	-0.029	-0.111
1995	-0.042	-0.09	0.02	0.204	-0.023	0.077
1996	-0.070	-0.16	0.11	0.207	-0.038	0.050
1997	-0.134	-0.18	-0.11	0.170	-0.044	-0.300
1998	-0.086	-0.21	-0.14	0.131	-0.064	-0.375
1999	-0.062	-0.09	0.01	0.294	-0.056	0.093
2000	0.082	-0.13	0.26	0.254	-0.046	0.426
2001	0.052	0.07	0.09	0.181	-0.046	0.351
2002	-0.024	-0.02	-0.09	0.095	0.004	-0.037
2003	0.125	-0.10	0.28	0.102	-0.018	0.392
2004	0.032	-0.36	0.27	0.349	-0.078	0.210
2005	-0.112	-0.36	0.01	0.214	-0.081	-0.329
2006	-0.284	-0.0004	-0.43	0.314	-0.061	-0.465
2007	-0.197	-0.10	-0.15	0.023	-0.020	-0.442
2008	0.220	-0.01	0.15	0.021	-0.015	0.362
平均	-0.05	-0.14	0.02	0.20	-0.04	-0.01

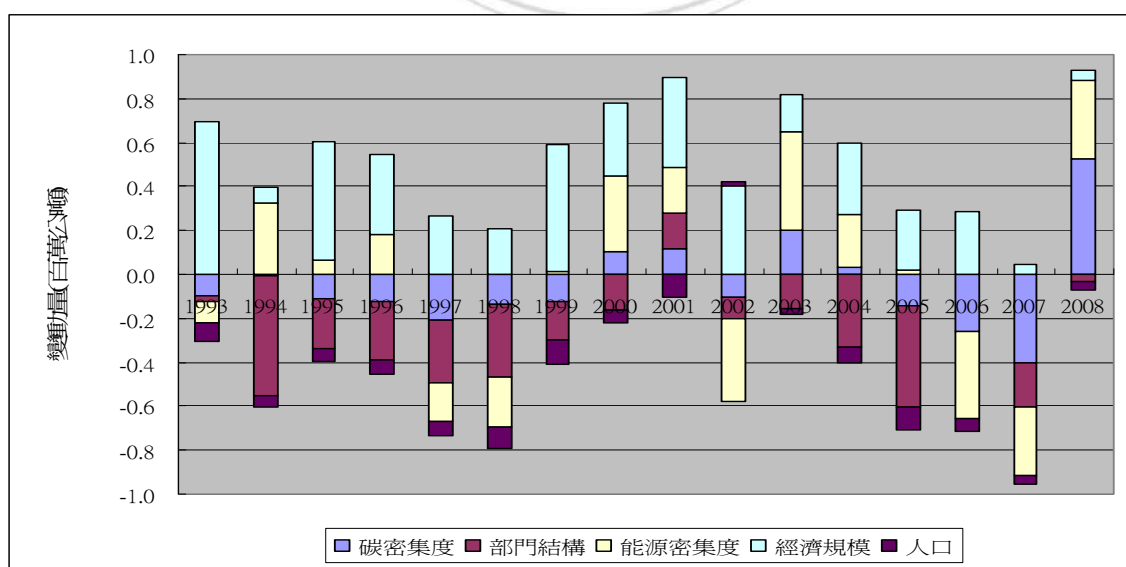


圖 2-19. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解－迪氏指數拆解結果



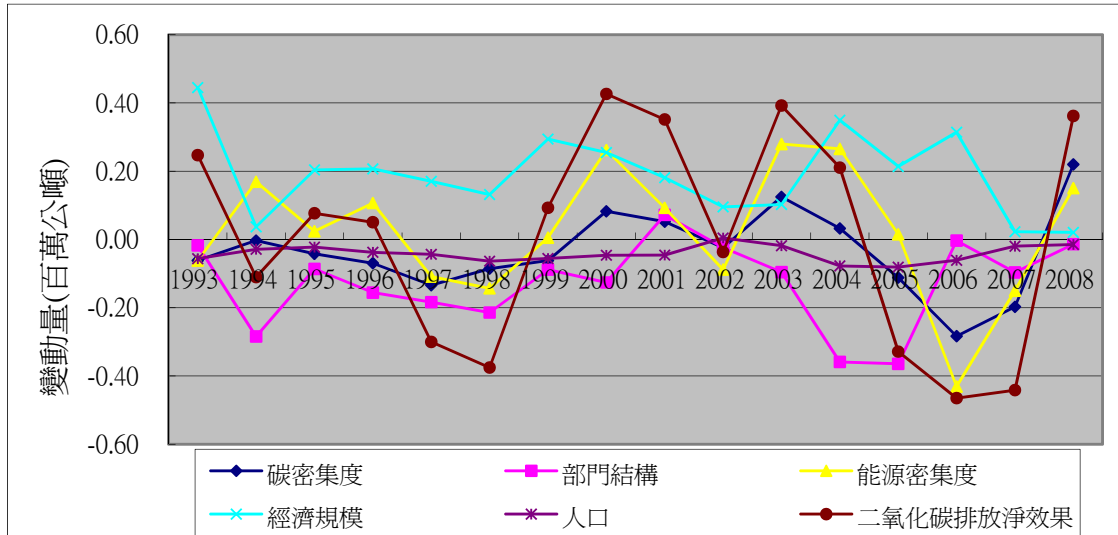


圖 2-20. 農業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解—迪氏指數拆解結果

## 2. 工業部門

由迪氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，工業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 排放變動量之結構分解各因素演變如表 2-13 所示；圖 2-21 為歷年各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放淨變動量的貢獻值；圖 2-22 則表示各項因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨變動量之短期趨勢。研究結果顯示：

- (1)經濟規模所帶動的增量效果，是促使工業部門 CO<sub>2</sub> 排放增量的關鍵因素，平均增量為 1.36 百萬公噸；其次，能源密集度平均為 0.79 百萬公噸；再其次，人口因素平均為 0.29 百萬公噸。
- (2)碳密集度方面，僅有 1993 及 2002 年的排放變動量出現正值，其餘各年則為負值，平均降低率為 -1.59 百萬公噸，為工業部門重要的減量因素。
- (3)就部門結構而言，2002-2007 年呈現增率效果，其餘各年都呈現為減率效果，平均淨變動量為 -0.09 百萬公噸，為僅次於碳密集度之另一項重要的減量因素。
- (4)CO<sub>2</sub> 排放淨變動量受到各項因素不同的影響程度，歷年來增減互見，其中 2003、2004、2005、2006 及 2008 年受到碳密集度、能源密集度效果降低的影響，而 2008 年的部門結構效果亦有改善，乃導致上述各年度的排放淨變動量平均值為 0.75 百萬公噸。

表 2-13. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解—迪氏指數拆解結果

(單位：百萬公噸)

年	碳密集度因素	部門結構因素	生產的能源密集度因素	經濟規模因素	人口因素	CO <sub>2</sub> 排放淨變動量
1993	0.094	-0.80	-1.60	1.051	-0.010	-1.263
1994	-1.745	-0.05	1.30	0.230	0.909	0.650
1995	-0.451	-0.44	-1.08	1.694	-0.030	-0.310
1996	-0.253	-0.51	-0.32	3.647	-1.083	1.483
1997	-1.363	-0.06	2.08	-0.332	1.167	1.488
1998	-0.439	-0.72	0.34	0.452	0.221	-0.144
1999	-1.916	-0.64	1.35	2.887	-0.349	1.327
2000	-2.713	-0.37	6.46	1.366	0.512	5.252
2001	-6.099	-1.27	16.12	-0.943	-1.207	6.595
2002	0.948	0.85	-2.84	4.518	-0.552	2.928
2003	-2.531	0.32	-1.21	1.485	0.126	-1.813
2004	-3.029	0.55	-1.54	0.980	1.448	-1.591
2005	-1.309	0.22	-5.18	0.089	1.254	-4.924
2006	-0.266	0.29	-2.59	1.008	0.973	-0.585
2007	-2.792	1.24	0.52	2.204	1.039	2.213
2008	-2.390	-0.32	-0.47	-1.487	0.502	-4.170
平均	-1.59	-0.09	0.79	1.36	0.29	0.75

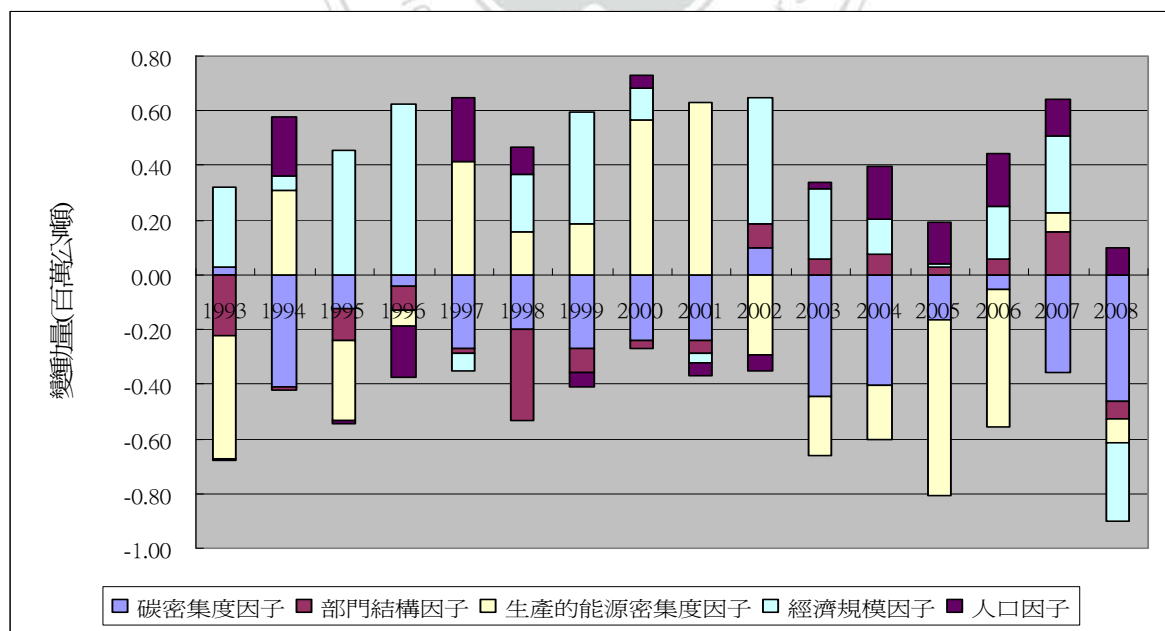


圖 2-21. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解—迪氏指數拆解結果

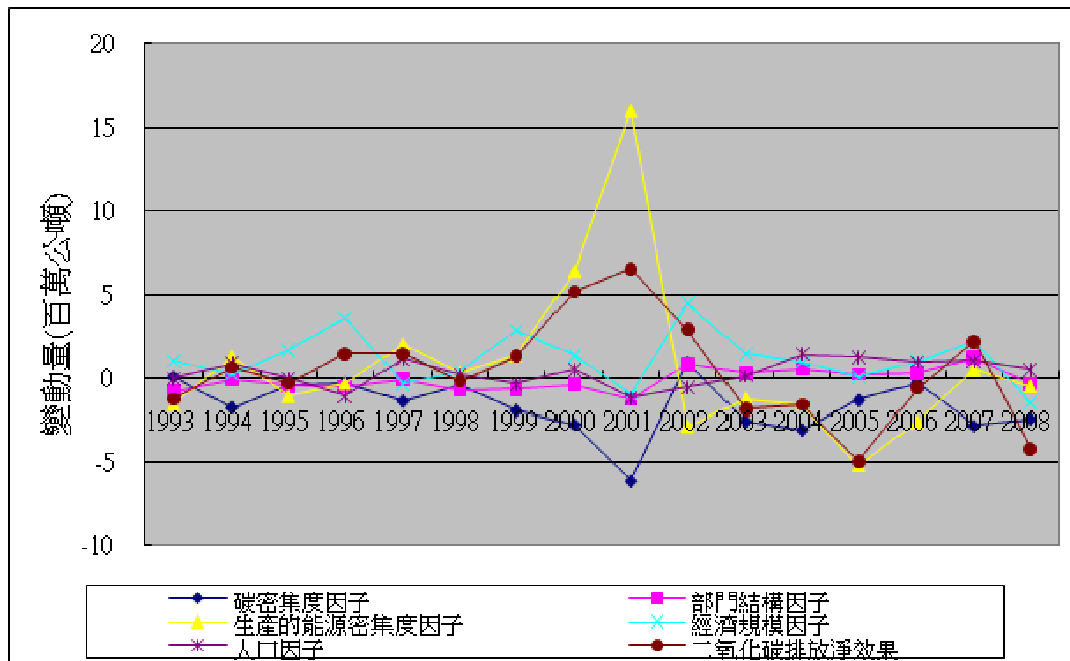


圖 2-22. 工業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解—迪氏指數拆解結果

### 3. 服務業

由迪氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，服務業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 排放變動量之結構分解各因素演變如表 2-14 所示；圖 2-23 為歷年各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放增量的貢獻值；圖 2-24 則表示各項因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨變動量之短期趨勢。研究結果顯示：

- (1) 人口因素所帶動的增量效果，是促使服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放增量的關鍵因素，平均增量為 0.09 百萬公噸；其次，部門結構為 0.04 百萬公噸；再其次為經濟規模為 0.02 百萬公噸。
- (2) 碳密集度方面，自 2005 年以來其排放增量皆為負值，歷年平均增量為 -0.06 百萬公噸，為工業部門的關鍵減量因素。
- (3) 能源密集度方面，2004-2007 年連續出現減量效果，2008 年又再呈現正值，其歷年平均淨變動量為 -0.02 百萬公噸，為僅次於碳密集度之另一項重要的減量因素。
- (4) CO<sub>2</sub> 排放淨效果受到各項因素不同的影響程度，計算期間僅有 1993、1995、1997、2002、2004、2007 及 2008 為負值，但整體而言，其歷年排放淨效果

平均值為 0.08 百萬公噸。

表 2-14. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解—迪氏指數拆解結果  
(單位：百萬公噸)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	經濟規模	人口	CO <sub>2</sub> 排放淨效果
1993	-0.539	0.11	-0.12	0.019	0.111	-0.42
1994	0.259	0.08	0.12	0.064	0.098	0.62
1995	-0.553	0.07	-0.13	0.045	0.083	-0.48
1996	0.627	0.11	0.04	0.024	0.126	0.93
1997	-0.692	0.03	-0.02	0.111	0.030	-0.54
1998	0.218	0.11	0.10	0.038	0.095	0.56
1999	0.011	0.06	-0.07	0.036	0.123	0.16
2000	-0.267	0.07	0.06	0.139	0.068	0.06
2001	0.219	0.12	0.22	-0.192	0.067	0.43
2002	-0.025	-0.07	-0.02	-0.050	0.096	-0.07
2003	-0.166	-0.01	0.31	-0.067	0.092	0.15
2004	0.209	-0.03	-0.36	0.056	0.116	-0.01
2005	-0.078	0.02	-0.04	0.080	0.091	0.07
2006	-0.023	-0.02	-0.09	0.057	0.097	0.02
2007	-0.127	-0.10	-0.21	0.024	0.082	-0.34
2008	-0.030	0.04	0.00	-0.087	0.056	-0.01
平均	-0.06	0.04	-0.02	0.03	0.09	0.08

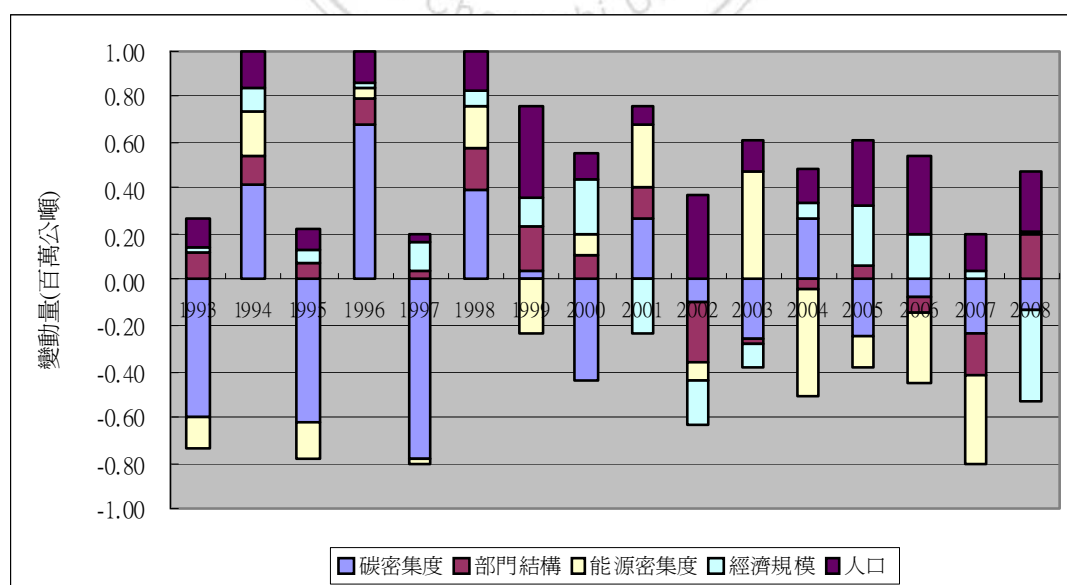


圖 2-23. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解—迪氏指數拆解結果

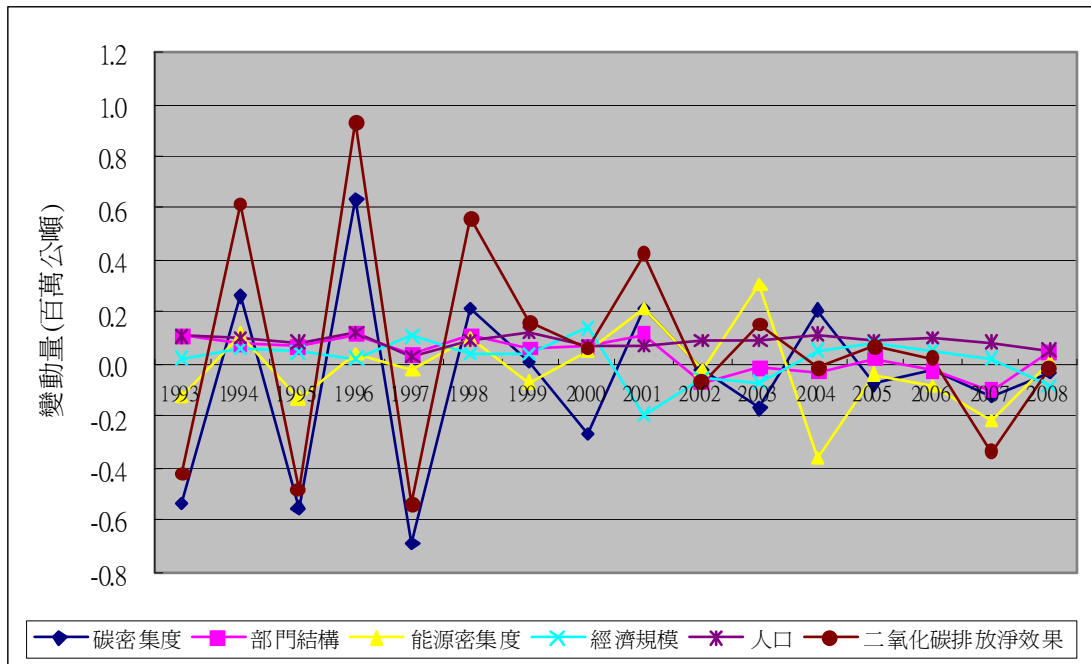


圖 2-24. 服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解－迪氏指數拆解結果

#### 4. 運輸業

由迪氏指數拆解計算 1992-2008 年期間，運輸業部門能源使用排放 CO<sub>2</sub> 排放變動量之結構分解各因素演變如表 2-15 所示；圖 2-25 為歷年各項因素對於 CO<sub>2</sub> 排放淨變動量的貢獻值；圖 2-26 則表示各項因素及 CO<sub>2</sub> 排放淨變動量之短期趨勢。研究結果顯示：

- (1) 經濟規模所帶動的增量效果，是促使運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放增加的關鍵因素，平均增量為 1.578 百萬公噸。
- (2) 部門結構因素方面，除 1998、1999、2001、2004 及 2008 為增量效果以外，其餘各年均為負值，因此部門結構改善在運輸部門已有不錯的成效，其歷年平均值為 -0.49 百萬公噸，是構成運輸部門排費減量之主要因素。
- (3) 能源密集度方面，2003-2008 年連續出現減量效果，其歷平均減量為 -0.211 百萬公噸，為僅次於部門結構之另一項重要的減率因素。
- (4) 人口因素為次要增量因素，歷年呈現增、減互現效應，其平均值為 0.526 百萬公噸。

- (5) 碳密集度因素方面：僅有 2001、2003 及 2008 為碳密集度惡化的年度，其餘年度均為減量因素，其歷年平均值為 -0.174 百萬公噸，亦構成運輸部門的減量因素之一。

表 2-15. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解－迪氏指數拆解結果

(單位：百萬公噸)

年	碳密集度	部門結構	能源密集度	經濟規模	人口	CO <sub>2</sub> 排放淨效果
1993	-0.144	-0.44	1.42	-0.544	0.754	1.05
1994	-0.174	-1.30	1.32	-0.815	0.595	-0.38
1995	-0.630	-1.03	1.32	1.146	-0.244	0.56
1996	-0.158	-1.64	1.25	-0.459	0.191	-0.82
1997	-0.089	-0.62	-0.22	1.986	-0.453	0.61
1998	-0.102	0.35	-0.21	0.011	0.822	0.87
1999	-0.331	1.75	-2.78	4.216	-0.069	2.78
2000	-0.020	-1.13	-0.58	0.336	0.349	-1.05
2001	0.099	1.12	0.44	8.309	-4.147	5.82
2002	-0.038	-0.96	0.37	3.383	-1.149	1.61
2003	0.025	-0.82	-0.39	-0.850	0.594	-1.44
2004	-0.476	0.59	-1.57	2.546	0.433	1.53
2005	-0.039	-0.39	-0.72	3.018	-0.615	1.25
2006	-0.237	-1.26	-1.00	0.149	0.444	-1.91
2007	-0.294	-1.56	-1.82	1.245	-0.170	-2.60
2008	1.572	0.14	-1.57	0.160	-0.082	0.22
平均	-0.174	-0.490	-0.211	1.578	-0.178	0.526

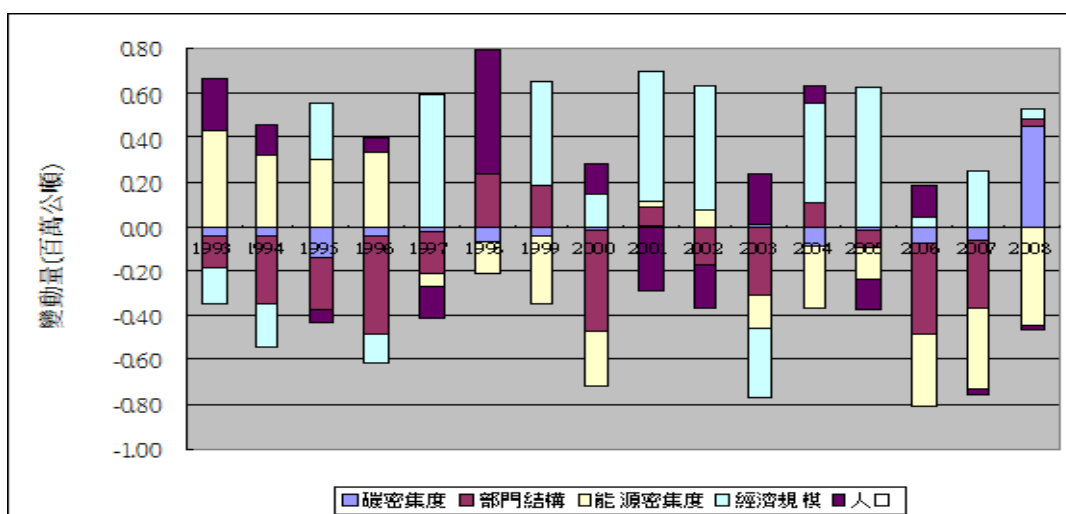


圖 2-25. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解－迪氏指數拆解結果

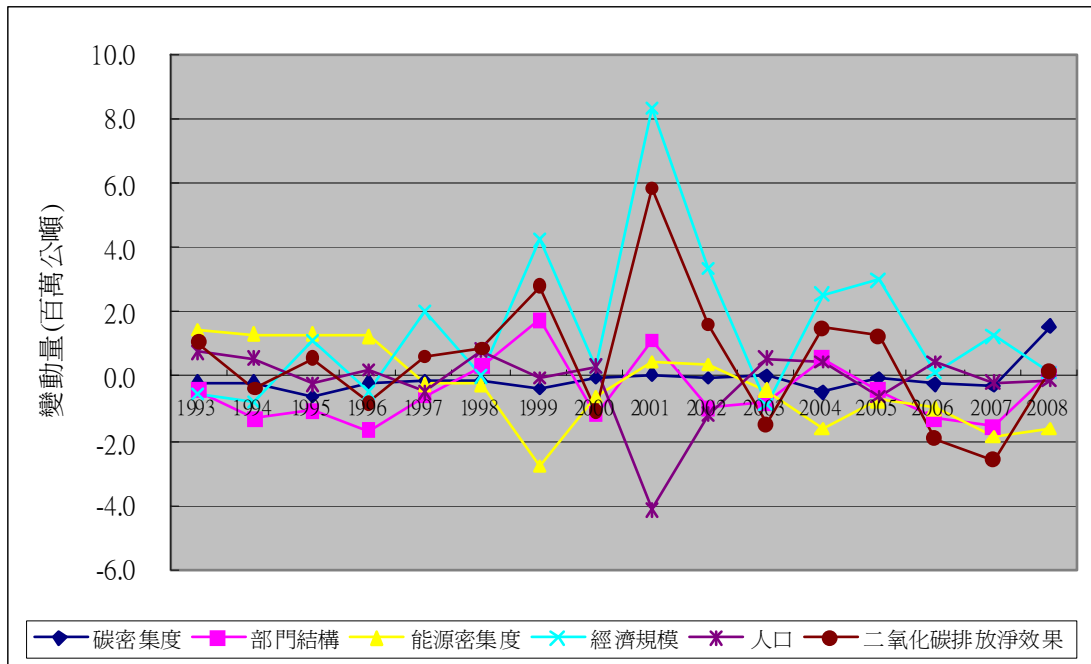


圖 2-26. 運輸業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量的結構分解—迪氏指數拆解結果

- (6) CO<sub>2</sub> 排放淨效果受到各項因素不同的影響程度，計算期間僅有 1994、1996、2000、2003、2006 及 2007 年為負值，但整體而言，其歷年排放淨變動量平均值為 0.526 百萬公噸。

## 2.5. 組成因素之貢獻量與政策工具的關聯分析

由於組成因素對於 CO<sub>2</sub> 排放量之貢獻度，會受到各種不同政策工具之影響，為深入瞭解各項政策變數(包括實質環境稅率、關稅平均稅率、貿易條件及時間趨勢等)對不同部門碳排放量變動之影響效果，本研究依據前節拉氏指數拆解法的工業與服務業實證結果(如表 2-5 及表 2-6)，建立了模型 1(以碳密集度的變動量為被解釋變數)、模型 2(以部門結構的變動量為被解釋變數)、模型 3(以能源密集度的變動量為被解釋變數)、模型 4(以就業人口的變動量為被解釋變數)、模型 5(以經濟規模的變動量為被解釋變數)。

以上 5 條方程式同時估計，設定之代表模型如式(2-52)~式(2-56)所示。

$$CI_t = \beta_0 + \beta_1 EV_t + \beta_2 TAR_t + \beta_3 TOT_t + \beta_4 T + \varepsilon_t \quad (2-52)$$

$$SEC_t = \beta_0 + \beta_1 EV_t + \beta_2 TAR_t + \beta_3 TOT_t + \beta_4 T + \varepsilon_t \quad (2-53)$$

$$EI_t = \beta_0 + \beta_1 EV_t + \beta_2 TAR_t + \beta_3 TOT_t + \beta_4 T + \varepsilon_t \quad (2-54)$$

$$POP_t = \beta_0 + \beta_1 EV_t + \beta_2 TAR_t + \beta_3 TOT_t + \beta_4 T + \varepsilon_t \quad (2-55)$$

$$ECO_t = \beta_0 + \beta_1 EV_t + \beta_2 TAR_t + \beta_3 TOT_t + \beta_4 T + \varepsilon_t \quad (2-56)$$

式中，*CI* 為碳密集度；*SEC* 為部門結構；*EI* 為能源密集度；*POP* 為就業人口數；*ECO* 為經濟規模；*EV* 為實質環境稅（費）；*TAR* 為關稅的平均稅率；*TOT* 為貿易條件；*T* 為時間趨勢（作為技術進步的代理變數）。

吾人以工業部門與服務業部門為對象，採用 SUR 推估上述聯立方程式。各政策工具的資料來源如表 2-16 所示，實證結果則列於表 2-17 及表 2-18，茲分別說明如下：

表 2-16. 各政策工具之資料來源

變數代號 (單位)	變數定義	極大值 (極小值)	平均值 (標準差)	資料來源
<i>lnTARIF</i>	進口關稅平均實質稅率(進口關稅 / 進口貨物 CIF)	1.607 (0.140)	0.909 (0.481)	行政院主計處總體統計資料庫 (1992-2008)
<i>lnENVTAX</i> (新台幣百萬元/ 千公秉油當量)	環境實質稅(費)(環境相關稅費/國內能源消費量)	1.224 (0.751)	0.961 (0.163)	賦稅統計年報 (1992-2008)、「土壤及地下水污染整治基金來源與用途表」(p.3-2)、「85-97 空氣污染防治費收入及支出明細表」(1996-2008)、經濟部能源局(2002-2008)、交通部路政司(1992-2008)
<i>lnTOT</i>	貿易條件(出口總值/進口總值)	0.174 (0.068)	0.107 (0.033)	行政院主計處總體統計資料庫 (1992-2008)



表 2-17. 政策工具對各組成因素之 CO<sub>2</sub> 排放貢獻度的影響：工業部門

拆解因素函數 政策工具變數	碳密集度 (CI)	部門結構 (SEC)	能源密集度 (EI)	就業人口 (POP)	經濟規模 (ECO)
常數項	-20.95* (0.09)	2.23 (0.47)	-7.55 (0.65)	12.08*** (0.000)	-30.50*** (0.000)
$EV_t$	8.23*** (0.0005)	-1.03 (0.32)	-4.26 (0.24)	-0.69 (0.35)	1.54 (0.21)
$TAR_{it}$	-3.12*** (0.019)	0.36*** (0.000)	0.90 (0.58)	0.35 (0.14)	1.11*** (0.001)
$TOT_{it}$	11.32 (0.18)	-1.34*** (0.000)	12.54 (0.24)	-10.13*** (0.000)	19.31*** (0.000)
T	-2.54*** (0.000)	-0.27*** (0.0006)	0.99*** (0.0009)	0.20*** (0.005)	1.77*** (0.000)
Adjusted. R <sup>2</sup>	0.96	0.46	0.62	0.62	0.96
AIC	1.59	0.29	2.60	-0.50	0.56
觀察值數目	16	16	16	16	16

資料來源：本研究推估結果。

註：\*\*\*表示 p-value=1%的顯著水準；\*\*表示 p-value=5%的顯著水準；\*表示 p-value=10%的顯著水準。

表 2-18. 政策工具對各組成因素之 CO<sub>2</sub> 排放貢獻度的影響：服務業

部門別 變數	碳密集度 (CI)	部門結構 (SEC)	能源密集度 (EI)	就業人口 (POP)	經濟規模 (ECO)
常數項	-0.85 (0.50)	-0.64* (0.07)	-0.01 (0.99)	-0.30*** (0.000)	-0.72*** (0.023)
$EV_t$	-0.42 (0.202)	0.21* (0.081)	0.14 (0.66)	0.03 (0.16)	0.28*** (0.0052)
$TAR_{it}$	29.47 (0.12)	6.02*** (0.000)	-3.77 (0.81)	5.79*** (0.000)	0.89 (0.796)
$TOT_{it}$	523.97 (0.48)	-204.48*** (0.0004)	-1066.60* (0.07)	52.10* (0.07)	42.26 (0.818)
T	-0.14*** (0.000)	0.11*** (0.000)	-0.01 (0.72)	0.11*** (0.000)	0.05*** (0.000)
Adjusted. R <sup>2</sup>	0.86	0.90	-0.44	0.997	0.68
AIC	-2.41	-4.03	-2.37	-7.58	-4.66
觀察值數目	16	16	16	16	16

註：括弧內之數字為顯著性檢定之 p 值，\*\*\*、\*\*、\*分別代表 1%、5%及 10%之顯著水準。

## 一、工業部門

### (一) 環境稅實質稅率的影響

從表 2-17 中發現，環境稅實質稅率對於碳密集度在工業部門的排放貢獻，具有顯著的正向影響，換言之，提高環境稅實質稅率，雖然促使燃料（汽油、柴油、煤油、航空燃油、燃料油及溶劑油等）價格上升，但該部門會耗用更多的高碳能源（如煤炭，未課徵貨物稅）作為替代能源，使得能源結構未見改善，導致 CO<sub>2</sub> 排放量增加。對於經濟規模的貢獻，並無顯著影響，主要原因還是在於環境稅在生產成本的占比並不高。此外，環境稅實質稅率對於部門結構、能源密集度、及就業人口等的貢獻，雖有抑制作用，但卻不顯著。

### (二) 關稅實質稅率的影響

表 2-18 顯示，調降關稅平均稅率對於經濟規模在工業部門的排放貢獻具有顯著的正向影響，<sup>22</sup>表示貿易自由化使經濟規模在該部門的排碳貢獻量趨緩；調降關稅平均稅率對於部門結構的貢獻度的影響亦復如此。<sup>23</sup>不過，調降關稅平均稅率對於碳密集度的貢獻度的影響則為負面，<sup>24</sup>故將提升碳密集度，從而助長排碳的貢獻度。由此可知，我國加入世界貿易組織(WTO)，減讓關稅的結果，不利 GDP 的增長，卻有助於調整產業結構，但同時也使得能源結構趨向高碳化，前二者均有助於減碳，最後者則反是。

### (三) 競爭力的影響

貿易條件對於工業部門之經濟規模的排放貢獻具有顯著的正向影響，顯示改善貿易條件會促使該部門的經濟規模擴大，<sup>25</sup>致使 CO<sub>2</sub> 排放量上升。貿易條件對於部門結

---

<sup>22</sup>工業部門： $\partial ECO / \partial TAR = 1.11$ ，表示調降 1 單位進口關稅平均實質稅率，將減少其產值 1.11。

<sup>23</sup>工業部門： $\partial SEC / \partial TAR = 0.36$ ，表示調降 1 單位進口關稅平均實質稅率，將縮小其部門結構 0.36。

<sup>24</sup>工業部門： $\partial CI / \partial TAR = -3.12$ ，表示調降 1 單位進口關稅平均實質稅率，將提升碳密集度 3.12。

<sup>25</sup>工業部門： $\partial ECO / \partial TOT = 19.31$  表示改善貿易條件 1 單位，可以使經濟規模擴大 19.31。

構與就業人口的的排放貢獻，則具有顯著的負面影響，<sup>26</sup>表示貿易條件改善，隱含出口財貨價格上升，進口財價格下降，工業部門趨向資本密集產業，使勞動密集產業外移，因而導致該部門就業成長率與產出成長率皆呈現下降趨勢(Ventura, 1997)，乃導致該部門結構縮小與就業人口下降，因而有助於達成 CO<sub>2</sub> 排放減量效果。以上因素互為消長的結果，對於 CO<sub>2</sub> 排放變動量有不確定的方向。

### (三) 技術變動的影響

技術變動的影響係以時間 ( $T$ ) 這個變數來反映。表 2-17 顯示，各組成因素對工業部門之排碳貢獻度，大都具有顯著的影響，這反映技術進步對碳密集度的降低、產業結構的調整均有正面影響，故有助於減排；但對能源密集度、就業人口、及經濟規模則有負面影響，故將助長這三項組成因素的排碳貢獻度。以上因素互為消長的結果，亦使 CO<sub>2</sub> 排放變動量有不確定的方向。

#### 二、服務業部門

比較表 2-17 與表 2-18 可見，同類政策工具對於不同組成因素之排碳貢獻度的影響，將因部門不同而略有差異。

從表 2-18 中發現，環境稅實質稅率方面，對於服務業部門碳密集度為負向顯著，表示提高環境稅實質稅率，改善該部門能源結構，但對於經濟規模與部門結構的影響則為正向顯著。

進口關稅平均稅率方面，顯示調降關稅平均稅率，對於部門結構與就業人口的表現為正向顯著，顯示貿易自由化縮小部門結構，與減少就業人口，也降低 CO<sub>2</sub> 排放量。據此可推論，加入 WTO 促進貿易自由化的結果，使得服務業部門一方面必須接受國外進口競爭，國內生產受到壓縮的影響，另一方面則可以藉出口擴張國內生產，

---

<sup>26</sup>工業部門： $\partial ECO / \partial TOT = 19.31$  表示改善貿易條件 1 單位，可以使經濟規模擴大 19.31。

工業部門： $\partial POP / \partial TOT = -10.13$  表示改善貿易條件 1 單位，使就業人口下降 10.13。

兩種力量相互抵消，對於擴大經濟規模的效果並不顯著，但卻使部門結構明顯縮小。由此可見，藉由調降進口關稅稅率達到 CO<sub>2</sub> 排放減量目的，卻須付出國內失業率上升與部門結構縮小的代價。

貿易條件方面，顯示改善貿易條件對於部門結構與能源密集的表現為負向顯著，表示由於出口價格上升使得此部門面臨國外競爭壓力下，不利於貿易競爭，反而導致部門結構縮小，但由於部門盈餘增加，也促使其提升能源效率技術；對於就業人口的表現為正向顯著，表示此一部門的就業人口明顯增加。以上因素互為消長的結果，對於 CO<sub>2</sub> 排放變動量的影響具有不確定的方向。

時間趨勢變動方面，就其對經濟規模、部門結構與就業人口的表現正向，表示技術進步使得此部門的經濟規模大幅成長、部門結構明顯擴大，以及就業人口上升，因而助長 CO<sub>2</sub> 排放量上升；對於碳密集度呈現負向顯著關係，表示能源結構已有改善，但對於能源密集度則為負向不顯著的關係。以上因素互為消長的結果，對於 CO<sub>2</sub> 排放變動量的影響具有不確定的方向。

### 三、政策意涵

根據以上各項政策工具對於工業與服務業部門 CO<sub>2</sub> 組成因素影響之實證結果，推論其政策意涵如下：

#### (一) 環境稅政策方面

提高環境稅率有促進部門結構調整的效果，即由高耗能產業（工業部門）移轉至低耗能產業（服務業部門）。由此實證結果可知，改善部門結構有助於降低 CO<sub>2</sub> 排放量。再者，由於現行環境稅政策未依能源燃燒產生碳排放量，作為訂定稅率的基礎，因而無法有效改善工業部門的能源結構，導致其碳密集度為正向顯著效果。是以，未來的環境稅政策宜藉由價格政策，落實「外部成本內部化的原則」，俾能誘使各部門朝低碳產業發展。

## **(二) 進口關稅平均稅率**

調降進口關稅平均稅率導致工業部門的經濟規模下降，造成該部門結構縮小，而能源結構也趨向高碳化；對於服務業部門不但縮小其部門結構，也降低其就業人口。由此可見，藉由調降進口關稅平均稅率不利於上開產業的部門結構與經濟規模的發展，也不利於工業部門改善能源結構。

## **(三) 貿易條件**

改善貿易條件對於工業部門而言，導致經濟規模效果擴大，使得 CO<sub>2</sub> 排放量增加，但也由於部門結構與就業人口等組成因素，呈現負向顯著效果，導致 CO<sub>2</sub> 排放量的變動具有不確定的方向；對於服務業部門的部門結構與能源密集度為負向顯著，但就業人口的表現為正向顯著，其對於 CO<sub>2</sub> 排放量的變動亦不具有確定的方向。

## **(四) 時間趨勢的變動**

時間趨勢的變動代表技術的進步因素，促使工業部門的經濟規模擴大與就業人口增加，導致 CO<sub>2</sub> 排放量增加，但其導致該部門改善能源結構，與部門結構縮小，而達到減排的目的，綜合上開因素的變動對於此部門的 CO<sub>2</sub> 排放量的變動結果不具有確定的方向；對於服務業部門的經濟規模、就業人口與部門結構均呈現正向顯著關係，因而使得 CO<sub>2</sub> 排放量上升，但其有助於改善此部門的能源結構，促進 CO<sub>2</sub> 排放減量，綜合以上因素的變動對於該部門的 CO<sub>2</sub> 排放量的變動方向不具確定性。

## **2.6 結論與建議**

### **2.6.1 結論**

本研究利用拉氏指數法和迪氏指數法，以加法型態作為分解農業、工業、服務業和運輸業之 CO<sub>2</sub> 排放變動之 5 種因素貢獻值，前者採固定基期，後者採變動基期。綜合以上研究結果顯示：(1)各項組成因素對於 CO<sub>2</sub> 排放之貢獻值因部門別而異；(2)構成各部門之排放減量因素不盡相同；(3)採用以上 2 種分解法分析結果，各項組成

因素對於各部門的影響方向大抵相同。<sup>27</sup>再者，本研究利用拉氏指數的拆解結果，採取 SUR 模型估計政策工具變數對於工業與服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放量之影響效果，俾提出相關建議。茲將實證研究所獲得之初步結果歸納如下：

## 一、CO<sub>2</sub> 排放因素拆解結果

### (一) 經濟規模

由拉氏指數法和迪氏指數法分析結果顯示，經濟規模係構成農業、工業、服務業及運輸業等部門排放增量之關鍵因素，原因是經濟規模成長會帶動上開部門能源消費量的提升，並進一步導致 CO<sub>2</sub> 排放量增加，但服務業則以部門結構的貢獻程度最大。在 4 個部門中，經濟規模以固定基期年計算之增量效果，以工業部門最為顯著，其增量達 11.23 百萬公噸；其次，依序為運輸業(7.76 百萬公噸)、農業(1.82 百萬公噸)及服務業(0.37 百萬公噸)。依變動基期年計算之增率(增量)方面，則以運輸部門的 1.93%(1.58 百萬公噸)最為顯著，其次依序為工業的 1.73%(1.36 百萬公噸)、服務業的 2.744%(0.092 百萬公噸)及農業的 0.261%(0.20 百萬公噸)。(見表 2-19~表 2-21)

表 2-19. 各部門 1992-2008 年 CO<sub>2</sub> 排放變動量各組成因素平均貢獻值：  
拉氏指數法(以 1992 年為基期年)

(單位：百萬公噸)

組成因素	農業	工業	服務業	運輸業
碳密集度	-0.39	-13.27	-1.97	-1.62
部門結構	-1.42	-3.57	0.90	-4.77
能源密集度	0.17	6.00	-0.07	2.18
經濟規模	1.82	11.23	0.37	7.76
人口	-0.75	0.95	0.83	-0.25
總變動	-0.57	1.34	0.06	3.3

<sup>27</sup> 僅有運輸部門的能源密集度因素，對於 CO<sub>2</sub> 排放之影響效果，以拉氏指數法估算之平均貢獻值為正向影響，但利用迪氏指數法估算之結果則為負向影響。

表 2-20. 各部門 1992-2008 年 CO<sub>2</sub> 排放成長率各組成因素平均貢獻值：  
迪氏指數法(以前 1 期為基期年)

(單位：%)

組成因素	農業	工業	服務業	運輸業
碳密集度	-0.067	-1.983	-0.088	-0.228
部門結構	-0.173	-0.163	0.052	-0.643
能源密集度	0.021	0.541	-0.019	-0.173
經濟規模	0.261	1.727	0.034	1.930
人口	-0.129	0.373	0.115	-0.189
總變動	-0.087	0.495	0.094	0.697

表 2-21. 各組成因素對各部門 CO<sub>2</sub> 排放之平均貢獻值：  
迪氏指數法(以前 1 期為基期年)

(單位：百萬公噸)

組成因素	農業	工業	服務業	運輸業
碳密集度	-0.05	-1.59	-0.062	-0.17
部門結構	-0.14	-0.09	0.036	-0.49
能源密集度	0.02	0.79	-0.016	-0.21
經濟規模	0.20	1.36	0.026	1.58
人口	-0.04	0.29	0.092	-0.18
總變動	-0.01	0.76	0.076	0.53

據此可知，各部門的經濟規模對於採用拉氏指數法與迪氏指數法計算之排放變動同時具有增量效應，而各部門亦具有不同的貢獻程度，此與文獻上推論各污染物或各部門可獲得相同貢獻值的結果完全不同。是以，未來若欲維持高水準的經濟成長，則各部門 CO<sub>2</sub> 排放減量目標勢必面臨極嚴峻的挑戰。

## (二) 就業人口

一般而言，就業人口數增加或降低，與能源消費量增加或減少成正比，由拉氏指數法與迪氏指數法計算各部門歷年平均就業人口因素的貢獻值，可以發現，此因素係導致農業部門及運輸部門的減量因素之一，顯示該 2 部門的就業人口有減少趨勢，但卻構成工業與服務業部門排放增量因素。此一結果顯示，人口因素對於各部門的排放影響，並非如文獻上認為具有相同的影響程度。

## (三) 能源密集度

在能源密集度方面，拉氏指數法計算的結果，僅有服務業部門為其減量因素，其減量達 0.07 百萬公噸，其餘部門皆為增量效應，其中以工業部門最為顯著，增量達 6 百萬公噸；其次依序為運輸業 2.58 百萬公噸、農業 0.17 百萬公噸。此一結果顯示，除服務業以外，各部門的能源密集度仍有大幅改善空間，尤以工業部門的能源密集度居各部門別之冠。據此可知，大部分部門要進一步改善其能源效率頗為困難，是以未來致力於減排的努力，應著重於使用乾淨能源，尤其是以再生能源作為替代能源 (Liaskas et al., 2000)。依拉氏指數法計算之能源密集度，對於運輸部門排放量雖有增量效果，但其增量幅度自 1998 年起逐漸呈現下降趨勢，推論其主要原因在於雖然受到 1997 年亞洲金融風暴的影響，但該部門產值仍持續上升，其增加的幅度大於能源消費量，因而使能源密集度略有改善；至 2008 年受到全球金融風暴的影響，使其能源消費量降低的幅度大於產值減少的幅度，乃使能源密集度之貢獻值轉為負值，惟其對運輸部門歷年（1992-2008）的平均影響程度仍為正面貢獻，但幅度已趨下降。

應用迪氏指數法計算的結果，運輸部門則為顯著的減量因素（降低率-0.173%、減量-0.21 百萬公噸），其主要原因在於受到上揭經濟因素之影響，乃使得 1999 年相對前 1 期的貢獻值大幅下降，而 2008 年之貢獻值乃轉為負值，惟其對運輸部門的歷年的平均影響程度仍為正面貢獻，但幅度已趨下降。由此可見，運輸部門以固定基期年為基礎計算之影響效果，雖為增量效果，但以前 1 期為基期年計算之成長率及變動量已見改善。就服務業而言，則是構成減量的次要因素（降低率-0.019%、減量-0.016 百萬公噸）。

#### （四）碳密集度

在碳密集度方面，已成為各部門之減量因素，尤以工業部門的減量效果最佳，以 1992 年為基期年計算之減量達 -13.27 百萬公噸；其次，依序為服務業 -1.97 百萬公噸、運輸業 -1.62 百萬公噸、農業 -0.39 百萬公噸；以變動基期年計算之減量效應方面，亦以工業部門最為顯著，降低率為 -1.98%，減量達 -1.59 百萬公噸，其次依序為運輸業（降低率-0.23%、減量-0.17 百萬公噸）、服務業（降低率-0.088%、減量-0.062 百萬公噸）、農業（降低率-0.067%、減量-0.05 百萬公噸）。由此可見，各



部門由於使用能源種類不同，導致 CO<sub>2</sub> 排放量下降程度不同，但由以上實證結果，可以發現，各部門的能源結構已有改善。

### (五) 部門結構

在部門結構因素方面，採固定基期年計算的結果，除服務業以外，其餘各部門均有改善的效果。服務業的增量達 0.90 百萬公噸，而其餘各部門之減量效果，以運輸業改善效果最佳，減量達 -4.77 百萬公噸；其次為工業 -3.57 百萬公噸、農業 -1.42 百萬公噸。採變動基期年計算的減量效應方面，除服務業增量達 0.036 百萬公噸，增加率為 0.052% 以外，其餘各部門的減量效應，以運輸業的改善效果最佳，減量達 -0.49 百萬公噸（降低率為 -0.64），其次依序為農業（減量為 -0.14 百萬公噸、降低率為 -0.17%）及工業（減量為 -0.09 百萬公噸、降低率為 -0.16%）。

## 二、政策工具對各組成因素之貢獻度的影響

本文利用混合橫斷面資料與時間序列資料的模型，以近似無相關迴歸(SUR)分析法，檢測工業與服務業部門之 CO<sub>2</sub> 排放受到政策工具變數的影響效果，俾提出相關建議。

由 SUR 估計結果得知（見表 2-22），環境稅實質稅率對於工業與服務部門各項組成因素（包括碳密集度、部門結構、能源密集度及經濟規模等）的影響效果，呈現正、負不同的方向，其主要原因在於不同部門別所使用的能源種類不完全相同，因而課徵環境稅乃導致各部門 CO<sub>2</sub> 排放量、能源需求及 GDP 的下降程度不同，是以環境稅實質稅率對於不同部門排放變動之各項組成因素，呈現相異的影響效果。再者，貿易自由化的結果，雖不利於工業部門產業的發展，也使得工業與服務業的部門結構縮小，卻使上開部門達成減排的效果，但對於服務業而言，須付出國內失業率上升的代價；貿易條件的改善對於工業部門的經濟規模有正向顯著效果，但對於部門結構與就業人口則有負向顯著的影響效果，而其對於服務部門的部門結構與能源密集度呈現負向顯著效果，有利於降低該部門的排放量，而對於服務部門就業人口則是正向顯著效果，據此可見，其對於工業與服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放變動量具有不確定的方向。另外，

技術進步對於工業與服務業部門的經濟規模與就業人口，皆呈現正向顯著關係，但碳密集度則為負向關係，由此可見，隨著技術進步可擴大經濟規模與提升就業人口，但對於工業部門的能源密集度為正向顯著效果，由此可見，此一政策變數對於 CO<sub>2</sub> 排放變動量具有不確定的影響效果。

表 2-22. 政策工具的有效性分析

政策變數	碳密集度	部門結構	能源密集度	就業人口	經濟規模
$EV_t$	正向顯著 (不顯著)	不顯著 (正向顯著)	不顯著 (不顯著)	不顯著 (不顯著)	不顯著 (正向顯著)
$TAR_{it}$	負向顯著 (不顯著)	正向顯著 (正向顯著)	不顯著 (不顯著)	不顯著 (正向顯著)	正向顯著 (不顯著)
$TOT_{it}$	不顯著 (不顯著)	負向顯著 (負向顯著)	不顯著 (負向顯著)	負向顯著 (正向顯著)	正向顯著 (不顯著)
$T$	負向顯著 (負向顯著)	負向顯著 (正向顯著)	正向顯著 (不顯著)	正向顯著 (正向顯著)	正向顯著 (正向顯著)

註：未具括弧表示工業部門的實證結果；括弧內為服務業的實證結果。

根據以上各項政策分析可以推論，未來採行之環境稅政策，若能落實外部效果內部化之原則，對於 CO<sub>2</sub> 排放減量效果將最具成效；再者，鼓勵產業提升能源使用效率技術及提高使用低碳能源比重，可以有效降低碳密集度，從而達到減排目的；另外，貿易自由化的步伐應兼顧國內產業的發展與減排目標的達成。

## 2.6.2 建議

根據以上的實證分析結果，吾人提出以下建議要點：

### (一) Kaya 拆解模式之政策意涵有待其他方法的驗證

Kaya 的拆解模式雖然甚為廣用，惟所有的分析結果一致顯示經濟規模（即人均 GDP）係構成各部門排放增量的最主要因素，因此隱含減碳的有效工具應在於降低人均 GDP，此一政策意涵顯然極不切實際，對於減量政策的制定並未能提供任何助益。因此，有必要根據拆解結果，建立其與各項政策工具之間的關聯，始能掌握政策制訂的有效方向。本研究雖已首度做此嘗試，並針對各項政策變數的效果進行檢定，但仍受限於資料取得不易、人均 GDP 與排放量脫鉤機制之相關理論基礎尚待建立等問題，

因此未來應可繼續就此等面向再深入研究。

## (二) 制定合理之環境稅稅率以促進部門結構調整

我國現行課徵與環境相關稅收 (environmentally related taxes)之稅基共有 4 種，<sup>28</sup> 其中能源產品 (如汽油、柴油、煤油、燃料油、溶濟油、液化石油氣等課徵貨物稅) 係依其容量及重量計徵，未能真實反映能源燃燒產生碳排放量的外部成本，是以如能制定合理的環境稅稅率，有促進部門結構調整之效果，即由高耗能產業 (工業部門) 移轉至低耗能產業 (服務業部門)，此一部門結構的改善有助於降低 CO<sub>2</sub> 的排放量。

據此可知，未來應儘速推動「能源稅條例」立法，使能源產品依不同能源別之平均熱值及含碳量，作為課稅基礎，以促使外部成本內部化，創造低碳能源的經濟誘因，並一併考量減碳總量與排放交易管制整體規劃。

## (三) 調整汽燃費之徵收方式

由於能源密集度係構成運輸業的增量因素 (以拉氏指數法計算)，其主要因素之一，在於現行之汽車燃料使用費係採「隨車徵收」方式，<sup>29</sup>因而未能有效抑制該部門能源消費量，是以未來宜改採「隨油徵收」方式，並將其納入推動的「能源稅條例」課稅項目中，俾達到以價制量之目的。

## (四) 調降進口關稅稅率與改善貿易條件

由於部門結構的調整也已成爲我國工業、運輸業、服務業、及農業部門降低排放的主要驅動力，而調降進口關稅稅率與改善貿易條件均有助於產業結構朝減碳方向調整，其結果將有助於各部門之 CO<sub>2</sub> 排放的減量。

---

<sup>28</sup> 由於世界各國對於環境稅費尚無一致性定義，台灣對此亦無明確定義，且無統一的環境稅費，而是散見於不同的法源中，行政院經濟建設委員 (2007) 對於我國現行環境稅 (費) 歸納整理爲 4 種不同的稅基，包括能源稅 (包括關稅、貨物稅、營業增值稅)、污染稅 (費) (包括空氣污染防制費、土壤及地下水污染整治費)、車輛類稅 (費) (包括車輛類關稅、車輛類貨物稅、車輛類營業稅)、汽車燃料使用費、使用牌照稅資源稅 (費) 及車輛稅 (費) 等項目

<sup>29</sup> 按各型汽機車之排氣量大小，分別徵收不同的費額

## 參考文獻

- 行政院賦稅改革委員會研究報告 (2009)，《綠色稅制之研究》，財政部賦稅署。
- 王禮茂 (2004)。「幾種主要碳增匯 / 減排途徑的對比分析」，《第四紀研究》第 24 卷第 2 期，頁 191-197。
- 吳榮華、黃玄洲 (2001)。「台灣鋼鐵業能源消費變動因素分析 - 物理指標」，《能源季刊》第 31 卷第 4 期，頁 40-54。
- 吳銘峰 (2003)。《製造業能源效率指標的台灣實證研究》，碩士論文，國立台北大學資源管理研究所。
- 李正豐、林勻淅 (2008)。「我國公路運輸溫室氣體排放變動因素分解分析」，《運輸計劃季刊》第 37 卷第 4 期，頁 263-380。
- 周鳳瑛、李佳玲 (2001)。「我國能源密集度變動因素分析」，《能源季刊》第 31 卷第 4 期，頁 55-65。
- 林佑蓉 (2007)。《台灣與數國之能源經濟及 CO<sub>2</sub> 之關聯分析比較》，碩士論文，國立成功大學環境工程研究所。
- 林素貞、張子見、張翊峰、李正豐 (1996)。「以因素分析探討臺灣地區產業 CO<sub>2</sub> 排放量之變動趨勢與關鍵因素」，《能源季刊》第 26 卷第 1 期，頁 1-15。
- 林素貞、黃群達、林佑蓉 (2006)。「台、美、日、英之商業部門 CO<sub>2</sub> 排放趨勢與關鍵因素探討」，《能源季刊》第 36 卷第 4 期，頁 56-77。
- 單珮玲 (2010)。「CO<sub>2</sub> 排放減量與環境政策之探討 - 以拆解分析法估算各種因素之影響效果」，2010 多國籍企業學術研討會，中國文化大學商學院。
- 單珮玲 (2010)。「參加 APEC 財政部長會議『氣候變遷對亞太經濟合作經濟體經濟政策意涵』會議報告」，行政院所屬各機關因公出國人員出國報告書。
- 黃仁德、鍾建屏 (2008)。「台灣產業結構變動與失業率關係之探討」，《法治論叢》第 41 期，頁 67-108。
- 黃運貴、曹壽民 (2005)。「我國運輸部門能源消費量分解分析」，《運輸學刊》第 17 卷第 2 期，頁 175-208。
- 楊任徽 (1999)。「造成我 CO<sub>2</sub> 上升關鍵因素之尺度分析」，《能源季刊》第 29 卷第 2 期，頁 62-77。
- 廖慧嵐 (2005)。《台灣地區公路運輸部門能源消費與 CO<sub>2</sub> 排放變動分析》，碩士論文，國立成功大學環境工程研究所。

- 盧怡靜 (2003)。《台灣地區工業部門能源消費與污染物排放關聯分析》，碩士論文，國立成功大學環境工程研究所。
- Ang, B.W. and F.Q. Zhang (2000). “A Survey of Index Decomposition Analysis in Energy and Environmental Studies,” *Energy* 25: 1149-1176.
- Ang, B.W. and K.H. Choi (1997). “Decomposition of Aggregate Energy and Gas emission Intensities for Industry: Arefined Divisia Index Method,” *The Energy Journal*, 18(3): 59-73.
- Ang, B.W. (1995). “Multilevel Decomposition of Industrial Energy Consumption,” *Energy Economics* 17(1): 39-51.
- Ang, B.W. (1994). “Decomposition of Industrial Energy Consumption: The Energy Intensity Approach.” *Energy Economics* 16(3): 163-174.
- Ang, B.W. and G.. Pandiyan (1997). “Decomposition of Energy-Induced CO<sub>2</sub> Emissions in Manufacturing,” *Energy Economics* 19(3): 363-374.
- Ang, B.W. and K.H. Choi (1997). “Decomposition of Aggregate Energy and Gas Emission Intensities for Industry: A Refined Divisia Index Method.” *Energy Journal* 18(3): 59-73.
- Bruvoll, A. and B. M. Larsen (2004). “Greenhouse Gas Emissions in Norway: Do Carbon Taxes Work?” *Energy Policy* 32: 493-505.
- Bruvoll, A. and H. Medin (2003). “Factors Behind the Environmental Kuznets Curve: A Decomposition of the Changes in Air Pollution.” *Environmental and Resource Economics* 24: 27-48.
- Boyd, G. A., D.A. Hanson, and T. Sterner (1988). “Decomposition of Changes in Energy Intensity— a Comparison of the Divisia Index and Other Methods.” *Energy Economics* 10(4): 309-312.
- Chung, H.S. and H.C. Rhee (2001). “A Residual-free Decomposition of the Sources of Carbon Dioxide Emissions: A Case of the Korean Industries.” *Energy* 26: 15-30.
- Green, W.H. (2003). *Econometric Analysis*. Fifth Edition, Prentice Hall International Edition.
- Howarth, R.B. and L. Shipper (1992). “Manufactorial Energy Use in Eight OECD Countries: Trends Through 1988.” *Energy Journal* 12: 1540.
- Liaskas, K., G. Mavrotas, M. Mandaraka, and D. Diakoulaki (2000). “Decomposition of Industrial CO<sub>2</sub> Emissions: The Case of European Union.” *Energy Economics* 22: 383-394.
- Liu, C.C. (2007). “An Extended Method for Key Factors in Reducing CO<sub>2</sub> Emissions.” *Applied Mathematics and Computation* 189: 440-451.

Liu, X.Q., B.W. Ang, and H.L. Ong (1992). "The Application of the Divisia Index to the Decomposition of Changes in Industrial Energy Consumption." *Energy Journal* 13(4): 161-177.

Schipper, L., F. Unander, S. Murtishaw, and M. Ting (2001.). "Indicators of Energy Use and Carbon Emissions: Explaining the Energy Economy Link." *Annual Review of Energy and Environment* 26: 49-81.

Selden, T. M., A. S. Forrest and J. E. Lockhart (1999). "Analyzing the Reductions in U.S. Air Pollution Emissions: 1970 to 1990." *Land Economics* 75(1): 1-21.

Sun, J.W. (1998). "Changes in Energy Consumption and Energy Intensity: A Complete Decomposition Model." *Energy Economics* 20: 85-100.

Sun, J.W. and B.W. Ang (2000). "Some Properties of an Exact Energy Decomposition Model." *Energy* 25: 1177-1188.

Ventura, J. (1997). "Growth and Interdependence." *Quarterly Journal of Economics* 112: 57-84.



## 3. 政策工具對 CO<sub>2</sub> 排放與經濟的效果分析

### 3.1 緒論

#### 3.1.1 研究目的

由於能源短缺、溫室氣體排放、全球暖化及氣候變遷等潛在危機，不僅威脅全球的自然生態與環境，同時亦對經濟成長造成嚴重的衝擊。在各類溫室氣體中，又以 CO<sub>2</sub> 比重最高（約占七成左右），使其成為影響全球溫室效應最主要的氣體。對於此一全球暖化問題，Bruvoll and Medin (2003)認為，CO<sub>2</sub> 排放減量對大部分國家而言效益極小，故其從事減量的誘因亦相對減弱，因此需透過國際合作及協定，俾能有效減緩問題。是以，在 UNFCCC 及 WTO 的架構下，先進國家各自採行環境稅（包括碳稅、能源稅等）、關稅及其他彈性機制等政策工具，期能有效解決能源、經濟與環境等三大議題，並創造能源與經濟、能源與環境，以及環境與經濟相互脫鉤的現象。<sup>30</sup>

關於脫鉤的研究主題，要者為三：（1）建立脫鉤指標；（2）推估 EKC；（3）研擬脫鉤機制。茲分述如下：

#### 一、建立脫鉤指標

OECD (2002) 提出，有關「脫鉤」一詞係描述阻斷環境污染 (environmental bads) 與經濟成長 (economic goods)間之連結性；至於，脫鉤的環境壓力 (environmental pressure)係來自經濟成長。據此，OECD 環境部長已於 2001 年正式通過，將「脫鉤」列為 OECD 於 21 世紀的第 1 個 10 年之環境政策主要目標之一。根據 OECD (2002) 建立「脫鉤指標」(decoupling indicators)之觀念，係描述在特定期間內，環境壓力 (environmental pressure) (如 CO<sub>2</sub> 排放量) 與經濟驅動力 (economic driving force) (如 GDP 成長率) 變化之關係，可分為「相對脫鉤」(relative decoupling) 及「絕對脫鉤」(absolute decoupling)等兩種情況<sup>31</sup>。若以衡量氣候變遷之「脫鉤指標」為例，係以環

<sup>30</sup> 參見 OECD (2002)。

<sup>31</sup> 在特定期間內，當環境相關變數之成長率（如 CO<sub>2</sub> 排放量）為正值，但小於經濟變數（如 GDP）

境壓力變數（如 CO<sub>2</sub> 排放量）為分子，以經濟變數（如 GDP 成長率、人口成長率或其他變數等驅動力）為分母，用以衡量脫鉤現象，可表示如下：

$$e = \text{CO}_2 \text{ 排放量成長率} / \text{GDP 成長率}$$

其中， $e$  表示 CO<sub>2</sub> 脫鉤指標，若  $0 < e < 1$  為「相對脫鉤」現象； $e < 0$  表示「絕對脫鉤」現象。<sup>32</sup>

OECD (2002)已建構一套標準之整體經濟脫鉤指標系統，作為各會員國家間的客觀比較基礎，其所定義之脫鉤指標模式如下：

$$\text{脫鉤比(decoupling ratio)} = \frac{(EP/DF)_t}{(EP/DF)_{t_0}}$$

$$\text{脫鉤因素} = 1 - \text{脫鉤比}$$

其中 EP 為環境負荷指標的指標值；DF 為驅動力指標之指標值。上式指標值係計算第  $t$  年相對於基期年之脫鉤因素的變化值，可視為以成長率表示之脫鉤指標。如果脫鉤比小於 1，表示在既定期間內已經發生脫鉤現象（但無法反映絕對脫鉤或是相對脫鉤）。當脫鉤因素為負值或等於零時，即代表無脫鉤現象；若脫鉤因素為正值時，即表示有脫鉤現象（簡慧貞、黃宗煌，2003）。依上開 OECD 脫鉤指標模式，可用於進行跨國間環境績效 (environmental performance) 比較，但必須考慮各國的情況（如國家規模、人口密集度、自然資源稟賦及能源狀態、經濟結構及經濟發展階段之改變等）及環境壓力之初始水準 (initial level) 及時間之選擇。由於脫鉤指標可解釋環境壓力與經濟驅動力之關係，可與現行相關政策相連結，將脫鉤目標與現行脫鉤情形比較後，大部分國家利用此一結果，作為訂定環境品質標準與排放標準之政策目標。

---

成長率，稱為「相對脫鉤」；若環境相關變數呈現穩定或遞減狀態，而經濟驅動率（如 GDP）為成長趨勢，稱為「絕對脫鉤」。

<sup>32</sup>根據 OECD (2002)於「源自經濟成長之環境壓力脫鉤指標衡量」(Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressure from Economic Growth)報告中，提出「相對脫鉤」現象已廣泛存在於 OECD 會員國中，而「絕對脫鉤」現象亦極為普遍，但若干環境壓力則是完全無脫鉤現象。



## 二、推估 EKC

Bruvoll and Medin (2003)指出，由於環境品質與所得之間具有倒 U 型關係，此與 Kuznets (1955)主張經濟成長與所得不均 (Economic Growth and Income Inequality)之關係頗為相似，亦即當經濟發展到某種程度後，環境污染與經濟成長將有「脫鉤」(decoupling) 之空間，即稱為「環境顧志耐模式」之脫鉤指標，但其不利於進行跨國比較，使用跨國資料的結果可能得到假性倒 U 型曲線。因此，若要探討是否具有倒 U 型，需進一步進行實證分析。黃宗煌、鄧秀玲 (2003) 採用傳統的動態國民所得模型，並考慮污染防制投資、污染稅，以及關稅等政策工具，研究結果發現 EKC 未必是倒 U 型，尤其指出使用跨國資料所得到的倒 U 型結果，容易造成計量的謬誤，因為此時各國的 EKC 仍可能具有正的斜率（亦即污染繼續隨著人均 GDP 的增加而增加），因此，推定 EKC 時，最好能使用單一國家的資料，推定單一國家的 EKC，較具實質意義；據此，乃指出探討 EKC 是否為倒 U 型之問題，在政策上的涵意並不大，因為 EKC 只能表現環境污染與 GDP 之間的統計關聯性，僅是提供環境污染與 GDP 是否有脫鉤的趨勢，惟主要課題仍以探討驅使二者脫鉤之動力因素與策略研提。

然而，綜觀歷有文獻中，採聯立方程式模型，利用兩階段最小平方法 (Two stage least square, 2SLS) 以探討經濟成長與環境品質關聯性之文獻 (Hung and Shaw, 2004 ; 吳珮瑛等, 2006)，並未一併考慮影響能源消費量之模型；而採單一方程式模型，推估人均所得與污染排放關係時 (Bruyn *et al.*, 1998; Grossman *et al.*, 1995; Managi *et al.*, 2008; Galeotti *et al.*, 2008 ; Zaim *et al.* 1999 ; Andreoni *et al.*, 2000)，均未納入能源變數在內。另外，Glasure and Lee (2002)分析經濟成長與能源消費的相互關係，其實證模型中並未將 CO<sub>2</sub> 排放量納入考量；Richmond, A.K. and R.K. Kaufmann (2006)在探討人均所得與能源使用及 CO<sub>2</sub> 排放之間，是否存有轉折點的實證模型中，也僅是探討人均所得對於能源使用或對於 CO<sub>2</sub> 排放之影響，卻未同時將可能影響人均 GDP 的相關政策工具進行實證分析。據此，本文建立一 3E 關聯模型，首先考慮國內生產毛額的總體生產函數，除納入資本存量外，亦兼顧環境稅、貿易條件等因素；其次則建立能源需求函數及 CO<sub>2</sub> 排放函數，藉以推估 GDP、能源消費、及 CO<sub>2</sub> 排放等各項政策變

數（包括環境稅、關稅、國內能源價格、國際油價變動率、貿易條件等）的彈性係數，同時評估能源價格指數對能源消費成長率與 CO<sub>2</sub> 排放成長率之影響趨勢，最後則根據實證結果提出若干政策性建議。

### 3.1.2 研究方法與架構

#### 一、研究方法

以 Kaya 方程式為基礎的組成因素拆解法雖有助於掌握能源需求或 CO<sub>2</sub> 排放的關鍵性驅動力，但仍具有以下固有缺失（黃宗煌，2010）：

- (1) 拆解方式係屬一種數學恆等式，隱含碳排量成長率為各組成份之成長率的等權重加總，其與實際情況未必吻合，不宜用以解釋碳排放的經濟行為。
- (2) 政策意涵可因拆解方式不同而異，且隱含人口數或人均 GDP 皆與碳排量無法脫鉤，此與實際情況未盡吻合，而且抑制人口數或人均 GDP 均非合理政策選項。
- (3) 應用於各部門碳排量拆解時，若人口數（或人均 GDP）仍以全國總量為基礎，則其對碳排量之貢獻度在各部門間均相同；當應用於拆解其他污染物排放量時，人口數（或人均 GDP）的拆解結果與碳排量也完全相同。
- (4) 此一拆解方式無法凸顯碳排放與各組成份之間的動態關聯，也未考慮任何形式的不確定性，因此無法解釋各組成份之貢獻度隨時間而起伏波動的原因，也不能用於碳排量的預測。

根據以上分析，本文的研究方法採用時間序列分析方法，因此必須先檢測所設定之 GDP 的生產函數模型、能源消費需求函數模型及 CO<sub>2</sub> 排放函數模型，各變數之間是否具有共整合關係，分別對以上模型做迴歸估計，並依據迴歸結果之殘差項，進行 ADF 單根檢定，以確認變數間之迴歸關係是否具有長期經濟意義。

其次，利用建立的 3E 關聯模型，以推估 GDP、能源消費及 CO<sub>2</sub> 排放等政策工具彈性係數（包括環境稅彈性、關稅彈性、國際油價變動率彈性、所得彈性、能源彈

性及貿易條件彈性等)，以及能源價格指數對能源消費與 CO<sub>2</sub> 排放之影響趨勢，據此一研究結果之政策意涵，以建構涵蓋經濟、能源與環境的因應政策。

## 二、研究架構

本研究的主要分析架構簡示如圖 3-1：

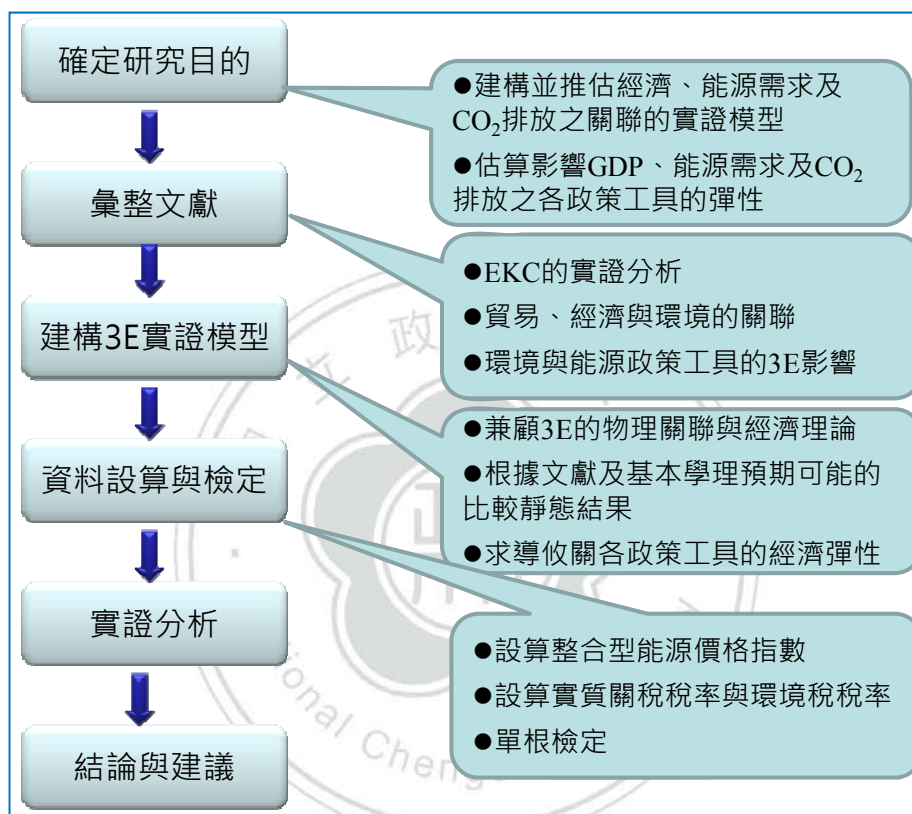


圖 3-1. 研究架構

本章的節次安排如下：第 2 節為文獻回顧，第 3 節說明實證研究模型及其預期結果，第 4 節則說明資料來源與實證分析結果，第 5 節為結論與建議。

### 3.2 文獻回顧

關於政策工具對於 GDP、能源消費與 CO<sub>2</sub> 排放等影響的相關文獻，大都聚焦於環境稅、關稅、貿易自由化等政策工具，最近能源價格的影響等又因新能源危機再度引發重視。再者，由於脫鉤指標可解釋環境壓力與經濟驅動力之關係，可與現行相關

政策相聯結，因此 OECD (2002) 建立脫鉤指標之觀念，作為制定環境品質標準與排放標準之政策目標。

本節首先闡述歐盟先進國家與台灣在面臨能源、經濟與環境等三大問題時，所採行之政策工具與其能源價格等概況，作一簡介；其次，依文獻上，探討環境稅、關稅及貿易政策等政策工具對於經濟成長、能源消費及 CO<sub>2</sub> 排放等之影響，作一描述。

### 3.2.1 政策工具與能源價格概況

Vollebergh (2007) 認為，不同租稅型式稅基選擇之替代方式，利於在誘因機制之間評估能源稅之設計：一係課徵產品稅，在產品替代性下，以不乾淨產品與乾淨產品之相互替代，稱為產品品質之替代性，適用於改變產品之品質，而課徵產品稅之效率，完全取決於產品與排放之間的關聯性。若產品稅之稅基與其產品特性相關，亦可誘使廠商重新考慮產品之成分，使其在低成本下達到排放減量之目的；另一係課徵投入稅，在投入替代性下，以乾淨之投入要素取代不乾淨之投入要素，例如以勞動投入取代能源投入、以排放量低的投入取代排放密集之投入（如以低硫煤取代高硫煤）；三係利用排放減量之替代機制，是將污染排放與使用之投入要素及產品完全分開，此一機制下對於低能源與高能源技術之間的選擇，雖無直接的替代關係，但與能源的使用有關亦可達到降低排放之目的。以下分別對於歐盟國家與台灣實施環境政策工具及能源價格之概況，作一概述。

#### 一、各國環境政策工具概況

##### (一) 歐盟與 OECD 國家

歐盟國家為實現「雙重紅利」<sup>33</sup>之經濟與環境目標，自 1990 年代初期以來，對

---

<sup>33</sup> 依據傳統的 Pigovian 方法，對於污染排放課徵之環境稅須能充分反應其邊際損害的外部性，因此對二氧化碳排放課稅等於社會最適下之邊際損害，由外部效果內部化獲得之改善環境效果，可視為第 1 重紅利；政府基於稅收中性原則下，將環境稅收運用於減輕扭曲性的租稅負擔（如減輕雇主所負擔的社會安全捐）可望達到提高就業率與經濟成長等效果，則可視為第 2 重紅利。(E. Goodstein, 2003) Goulder (1995a) 則將雙紅利的內涵區分為「強雙紅利」(strong double dividend) 與「弱雙紅利」(weak

於環境污染控制極多採行以價格誘因為基礎之經濟工具，例如對於投入 (inputs)、污染排放 (emissions) 或產出 (outputs) 等課稅，以期在給定之污染水準下，誘導廠商及家計單位改變其行為，以減少其生產及消費水準，並對於投資節能設備或技術者，給予污染防治補貼。尤以北歐國家為鼓勵經濟體系中各部門（如鋼鐵產業及其他能源密集產業等）降低能源使用，以達到 CO<sub>2</sub> 排放減量目的，乃針對能源使用課徵各種與環境相關之租稅，例如能源稅、硫稅、碳稅、排放費等。

自 1992 年以來，由於歐盟會員國間，對於能源產品課徵稅率不一，以及僅對礦油課稅，其他能源產品一直未立法課稅，因此乃制定新能源稅指令 (New Directive on Energy Taxation, EU Directive 2003/96/EC)，規定自 2004 年 1 月 1 日起，在歐洲實施之能源稅須遵守最低稅率<sup>34</sup>，並擴大其適用範圍（包括煤炭、天然氣及能源等），以期降低歐盟會員國間扭曲性競爭、降低礦油與其他能源產品相互間扭曲性競爭，以及提高能源使用更具效率性之誘因。

根據 OECD 與歐洲環境署 (European Environment Agency, EEA) 共同經營之環境資料庫，統計目前 OECD 會員國課徵之環境稅主要稅目約有 375 種，其中能源產品（約 150 種稅目）及機動車輛（約 125 種稅目）占最多數<sup>35</sup> (OECD, 2006)。另外，據估計 OECD 國家課徵與環境相關稅收，來自能源產品及機動車輛約占總稅收之 90%；歐盟國家對於能源產品及機動車輛均課徵環境稅；1/3 以上國家課徵與溫室氣體排放

---

double dividend) 二種型態。「弱雙紅利」意指課徵環境稅來抵減扭曲性租稅的福利成本低於環境稅收以總額退回經濟體系的福利成本，相當於第一重紅利和第二重紅利的總和為正值。「強雙紅利」則強調課徵環境稅來抵減扭曲性租稅的福利成本小於零，意謂第一重紅利與第二重紅利均為正值。基本上，「弱雙紅利」適用於政策之間的比較，而「強雙紅利」則用於實質淨福利之比較；弱雙紅利在理論上較能接受，並且在進行類比驗證的支持度相對較高。(周婉玲、黃宗煌，2008)

<sup>34</sup> 最低稅率：燃料用於工業或商業目的之使用，其稅額為---柴油(21 歐元/千公升)、液化天然氣(41 歐元/千公斤)及天然氣(0.3 歐元/GJ)；用於暖氣及電力之燃料，其稅額為---柴油(21 歐元/千公升)、重燃油(15 歐元/千公斤)、天然氣(0.15 歐元/GJ)、煤炭及煤礦(0.15 歐元/GJ)及電力(0.5 歐元/MWh)。最低稅率僅適用於燃料供作暖氣使用，但用作原料、化學還原製程、電解製程或冶金製程，則不在適用範圍。至於煤炭及煤礦供作鋼鐵產業給予免稅。

<sup>35</sup> 自 1995 年以來，OECD 國家構成環境相關性稅收之要素已有二項改變，一係課徵自汽油(petrol)之稅收占總稅收比例大抵呈現穩定成長，但大部分 OECD 國家已不再銷售含鉛汽油；另一係廢棄物處理之相關稅收占總稅收比例略有增加（如奧地利、捷克、丹麥、芬蘭、挪威、瑞典及英國等，由 1995 年之 0.7%增至 2005 年之 2.8%）。(Economic instruments database, OECD 2008)

有關之環境稅。<sup>36</sup>在能源稅制度方面，由於能源產品（如煤、天然氣、汽油或能源）對於氣候變遷排放之污染程度不同，若干歐盟國家為使能源產品間之替代效果顯著，分別按每一種化石燃料之碳含量制定稅率，以促使能源使用者（企業及家計單位）以較低碳密集之能源，替代高碳排放係數之化石燃料。

圖3-2 表現歐盟主要國家歷年來（1994-2007年）之總環境稅收占GDP平均比例，平均約為6%至7%之間，但各國之間仍有極大的差異性，丹麥（約5.1%）所占比例最高；另已有4個國家（芬蘭、義大利、荷蘭及葡萄牙等）所占比例逾3%；其他國家約介於2%至3%之間。再者，依2007年資料顯示，丹麥環境稅收占GDP比例為5.90%，乃是實施“綠稅”水準最高的國家，次為荷蘭（3.90%）；至於，挪威（2.90%）及西班牙（1.80%）乃是環境稅收占GDP比重較低之國家。

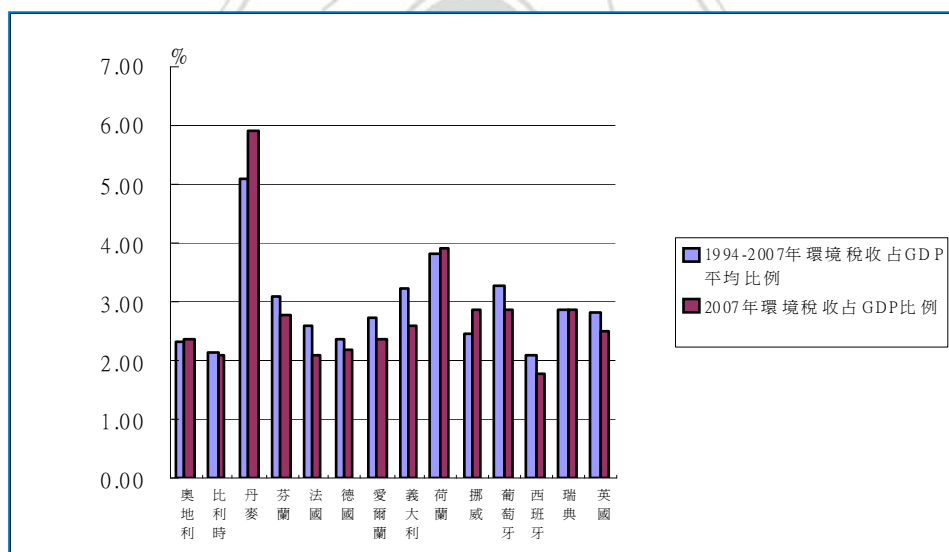


圖 3-2. 歐盟國家總環境稅收占 GDP 比例

資料來源：1. Eurostatistic Database (2010/06/02)。

2. 本文自行整理。

另由圖 3-3 可見，EU 國家環境相關性稅收占總稅收比例，平均約為 6%至 7%之間，但各國之間仍有極大的差異性。1994-2007 年環境稅收占總稅收之平均比例，丹麥（約 10.91%）所占比例最高，次為荷蘭（約 9.81%）；另有 6 個國家（丹麥、愛爾蘭、

<sup>36</sup> 參見 <http://www2.oecd.org/ecoinst/queries/TaxInf.htm> , (2008/08/21)。

義大利、荷蘭、葡萄牙及英國等)高於平均值(7.18%)，其餘國家(奧地利、比利時、芬蘭、法國、德國、挪威、西班牙及瑞典等)約介於5%至7%之間。

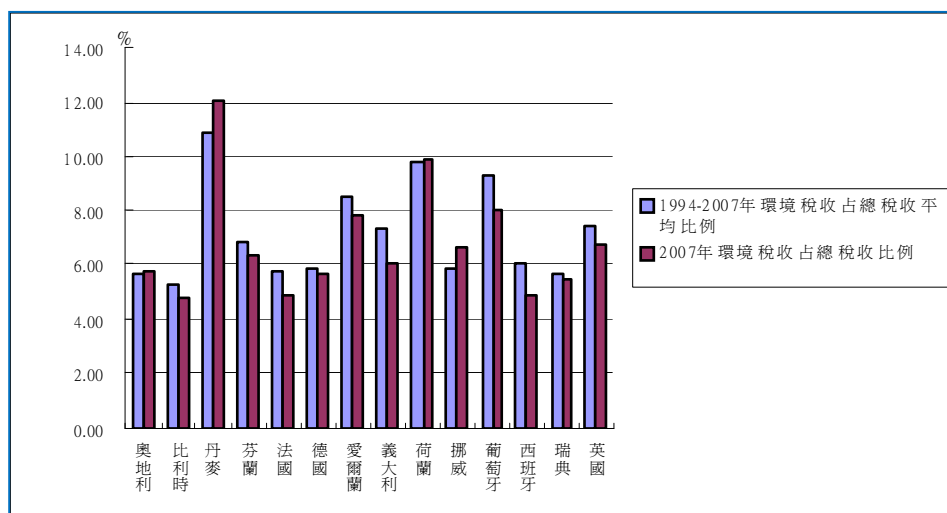


圖 3-3. 歐盟國家環境稅收占總稅收比例

資料來源：1. <http://www2.oecd.org/econstat/queries/TaxInf.htm> , (2010/06/02)。  
2. 本文自行整理。

然而，EU 國家之環境相關性稅收占 GDP 比例，近年來大抵呈現下降趨勢，僅有 3 個國家（荷蘭、挪威及瑞典等）之 2007 年環境稅收占 GDP 比例，較高於歷年之平均比例；而義大利下降幅度最大（由歷年平均比例 3.22% 降至 2007 年之 2.6%），其餘國家（如比利時、芬蘭、法國、德國、愛爾蘭、義大利、葡萄牙、西班牙及英國等）亦有不同程度之下降趨勢。歐洲委員會 (European Commission 2007) 認為，導致此一趨勢的可能性因素之一，在於政策革新的結果，例如實施 CO<sub>2</sub> 排放交易制度，將導致環境相關性稅收減少，因而降低環境稅收占 GDP 比例。

OECD 歐洲國家自 1995 年起，雖已開始課徵多項與環境相關之新稅，但整體而言，長期環境稅收仍略呈下降趨勢，部分原因可解釋為 OECD 歐洲國家降低對汽油之需求量。<sup>37</sup>由於各國政府惟恐課徵環境稅導致重要產業增加總生產成本，不利於全

<sup>37</sup> 歐洲於 1994 年與 2000 年之間，調高汽油的加權平均名目稅率約 50% (每公升汽油稅率由 0.5 歐元上升為 0.72 歐元)。在 1994 年和 1999 年之間，汽油進口價格大致固定，但於 1999 年與 2000 年之間，由於世界原油價格上漲，在汽油稅率調升及進口價格較高之情況下，乃造成汽油使用者價格大幅上升。因此相較於 1999 年之銷售量，2004 年已大幅下降 10%。惟此一期間，柴油之使用者價格亦升高，但因其平均稅率約為汽油之半數，乃誘使歐洲的汽車使用者，將汽油用車改為柴油用車。

球化競爭，通常對於該等產業制定免稅、課稅付還 (refunds)及其他課稅限額等機制。OECD/EEA 之環境資料庫顯示，OECD 國家中與環境相關之稅費，涵蓋 1,150 種以上之免稅項目、175 種與環境相關之課稅付還機制 (refund mechanisms)，以及其他課稅協商<sup>38</sup>等，使其有效稅率降低 (OECD 2006, pp.42-43)。據此可知，各項免稅、付還機制及減徵稅率等規定，係導致環境稅稅收占總稅收比例呈下降趨勢之重要因素之一。

## (二) 台灣

由於世界各國對於環境稅費尚無一致性定義，台灣對此亦無明確定義，而是散見於不同的法源中。行政院經濟建設委員 (2007) 對於環境稅 (費) 歸納整理為 4 種不同的稅基，包括能源稅 (費)、污染稅 (費)、資源稅 (費) 及車輛稅 (費) 等項目<sup>39</sup>，此與 OECD 國家課徵與環境相關稅收之主要稅基相似。茲將台灣課徵與環境相關稅費之稅基、課稅性質、稅收性質與用途等，比較並彙整如表 3-1。

能源類相關稅 (費) 稅目共分為三：一係能源類關稅，課稅稅基為礦物燃料、礦油及油氣類等能源產品；二係能源類貨物稅，課稅稅基為油氣類能源產品；三係能源類營業稅，課稅稅基為石油、油氣類產品及其他能源產品 (如能源)。以上稅目皆屬產品稅之課稅性質，具一般租稅之稅收性質及不指定收入用途。

污染稅 (費) 稅目共分為二：一係空氣污染防制費，課稅稅基為污染物排放量；二係土壤及地下水污染整治費，課稅稅基為石油系有機物等化學物質。此等稅目皆屬排放費之課稅性質，具規費收入之性質及指定收入用途。

---

(OECD 2006)

<sup>38</sup> 例如英國與該國能源密集廠商協定，若是達成氣候變遷協定設定之目標，可獲得減徵 80% 之氣候變遷捐。

<sup>39</sup> 行政院經建會 (2007) 建議未來綠色國民所得帳之編列應將汽車燃料使用費納入能源稅費項下，係因該費之收取主要係針對化石燃料，因此應以隨油徵收為主，以減少能源使用。



表 3-1. 台灣課徵環境稅費項目之比較

環境稅目	課徵稅（費）基	課稅性質	稅收性質與用途
能源類相關稅（費）			
能源類關稅	礦物燃料、礦油及油氣類等能源產品	產品稅	一般租稅，不指定收入用途。
能源類貨物稅	油氣類能源產品	產品稅	一般租稅，不指定收入用途。
能源類營業稅	石油、油氣類產品及其他能源產品（如能源）	產品稅	一般性銷售稅，不指定收入用途。
污染稅（費）			
空氣污染防制費	污染物排放量	排放費	規費，指定收入用途。
土壤及地下水污染整治費	石油系有機物等化學物質	排放費	規費，指定收入用途。
車輛稅（費）			
車輛類關稅	機動車輛	產品稅	一般租稅，不指定收入用途。
車輛類營業稅	機動車輛	產品稅	一般性銷售稅，不指定收入用途。
車輛類貨物稅	機動車輛	產品稅	一般租稅，不指定收入用途。
汽車燃料使用費	機動車輛	產品費	規費，指定收入用途。
使用牌照稅	運輸工具	產品稅	一般租稅，不指定收入用途。

資料來源：1. 中華民國 97 年賦稅統計年報 (2008)

2. 行政院經建會 (2007)

3. 本研究整理。

車輛稅（費）稅目共分 5 種，其中針對機動車輛為稅基者，包括車輛類關稅、車輛類營業稅、車輛類貨物稅及汽車燃料使用費等 4 項稅目，前三項係屬產品稅之課稅性質，具一般租稅之稅收性質及不指定收入用途，至於汽車燃料使用費為產品費之課稅性質，具規費收入之性質及指定收入用途；至於，使用牌照稅係針對運輸工具為稅基之產品稅，具一般租稅之稅收性質及不指定收入用途。

由圖 3-4 顯示，自 1994 至 2007 年台灣課徵與環境相關稅費<sup>40</sup>占 GDP 平均比重約為 2.33%，此與 1994-2007 年歐盟國家 (EU-14) 國家實施之綠稅平均水準比較，低於最高國家（丹麥為 5.90%）之半數以下，僅略高於西班牙（1.80%）低水準之國家。據此可知，台灣環境稅費收入占 GDP 比例實屬偏低，推論其重要原因之一，在於台灣為達到污染防制、節約能源或強化節能技術創新等目的，已在「促進產業升級條例」、所得稅法及海關進口稅則等相關法令中，制定多項誘因式的租稅減免規定，可解釋為環境稅費收入占 GDP 比例偏低之原因之一。

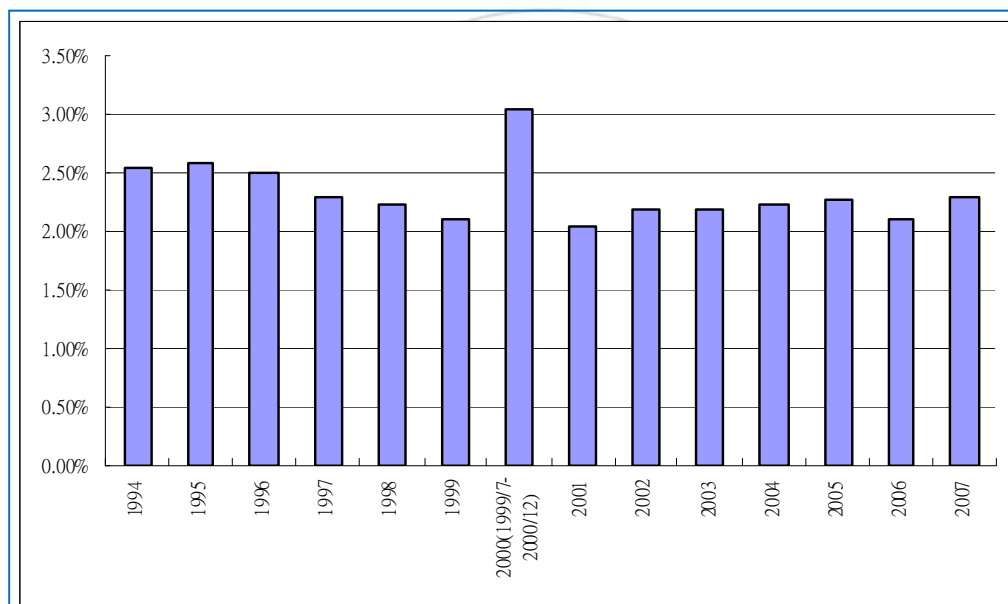


圖 3-4. 台灣環境稅費占 GDP 比例：1994-2007 年

資料來源：1.賦稅統計年報,財政部統計處, 2008 年。

2. 「土壤及地下水污染整治基金來源與用途表」，行政院環保署，2008 年。
3. 「民國 85-96 年空氣污染防治費收入及支出明細表」，行政院環境保護署，2008 年。
4. 經濟部能源局，2008 年。
5. 交通部路政司，2008 年。
6. 本研究整理。

## 二、國內外能源價格比較

<sup>40</sup> 本文計算台灣課徵與環境相關稅費之稅（費）基，係參考 OECD、IEA 及歐洲委員會共同定義環境稅稅基之性質，僅計入油氣類貨物稅、車輛貨物稅、汽車燃料使用費、空氣污染防治費、土壤及地下水污染整治費，以及使用牌照稅等，但未包括能源類關稅與營業稅，以及車輛類關稅與營業稅在內。

Sterner (2007)分析燃料需求彈性時，假設燃料之需求決定於所得和價格，結果發現 OECD 國家採行高稅率價格政策的國家（如義大利、英國及荷蘭），使運輸業降低對汽油之需求量，其碳排放量約降低 44%。然而，近 10 年來，由於國際油價大幅飆漲，平均漲幅超過 240% (如圖 3-5)，以 2008 年為例，世界原油價格已創下每桶達 95 美元以上的新高。由於進口油價屢創新高，使台灣的購油支出成本大幅增加，但政府為顧及民生物價穩定，並未合理反映原油進口成本，導致長期以來國內油品價格遠低於國際油價水準。

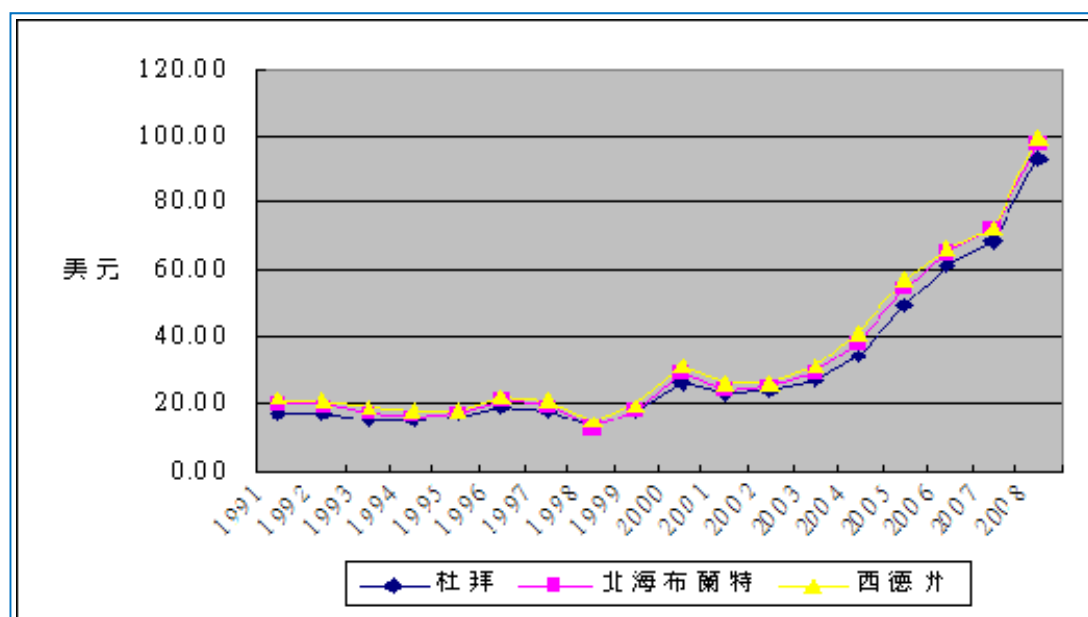


圖 3-5. 國際原油價格趨勢：1991-2008 年

以 2009 年 6 月台灣與亞洲主要國家及歐盟等國之柴油價格為例，台灣油價不但低於臨近的日本、南韓、香港及新加坡等國家（見圖 3-6），亦遠低於比利時、法國、德國、義大利、荷蘭及英國等歐盟(EU-6)國家（見圖 3-7）；另由圖 3-8 比較歷年來（1998-2007）台灣與 EU-6 之高級無鉛汽油價格亦低於歐盟等國。

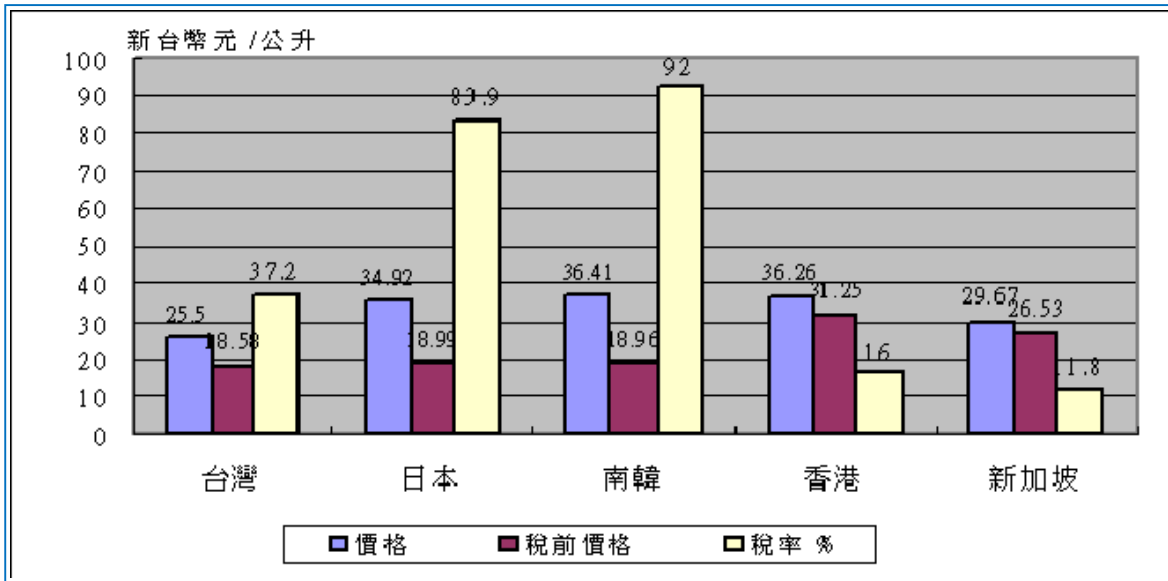


圖 3-6. 台灣與亞洲主要國家柴油價格比較 (2009 年 6 月)

資料來源：能源統計月報

註：1 美元等於 33.72 新台幣



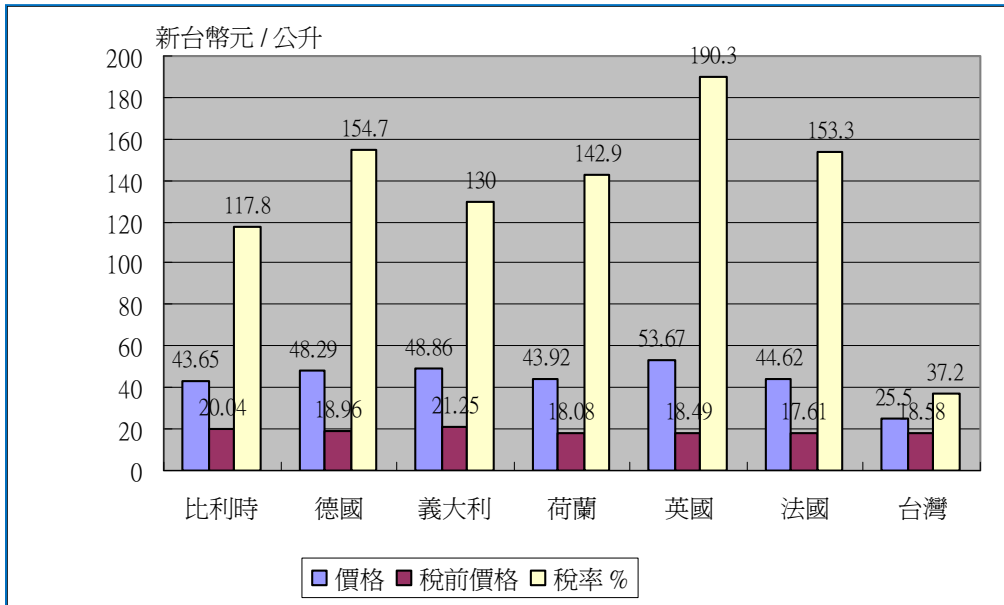


圖 3-7. 台灣與歐盟國家 (EU-6) 柴油價格比較 (2009 年 6 月)

資料來源：能源統計月報  
註：1 美元等於 33.72 新台幣

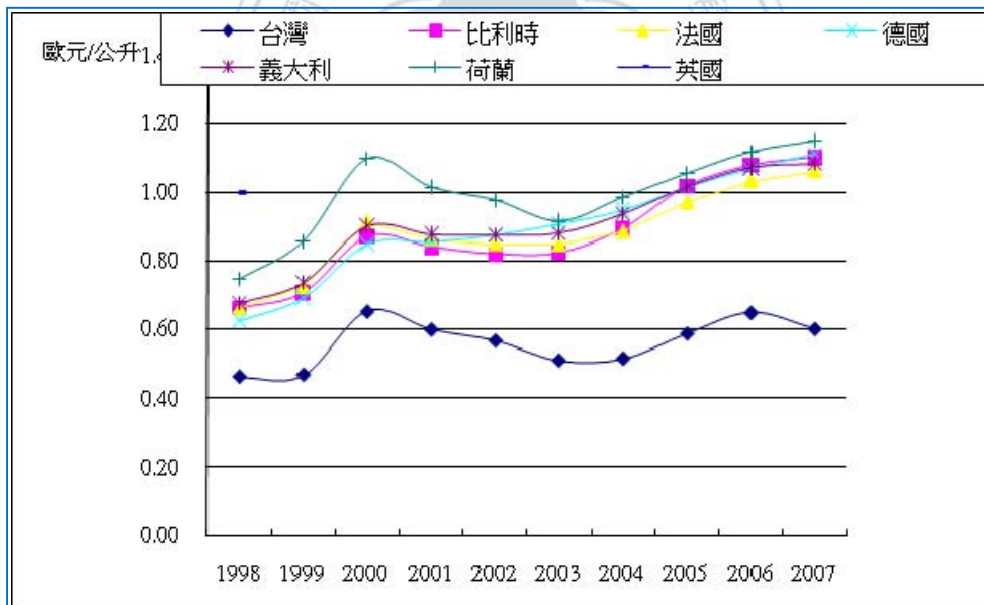


圖 3-8. 台灣與歐盟國家 (EU-6) 歷年高級無鉛汽油油價之比較

資料來源：本文整理。

由於能源價格之低價政策，不僅使台灣的石油能源進口總值占國內生產毛額比例，由 1999 年之 1.45% 急速攀升至 2008 年之 8.44% (如圖 3-9)，亦使台灣之能源消費量呈現快速上升的趨勢，而人均 CO<sub>2</sub> 排放量呈現上升成長趨勢 (如圖 3-10)，以 2006 年為例，台灣之 CO<sub>2</sub> 排放量已高居全球第 22 位。

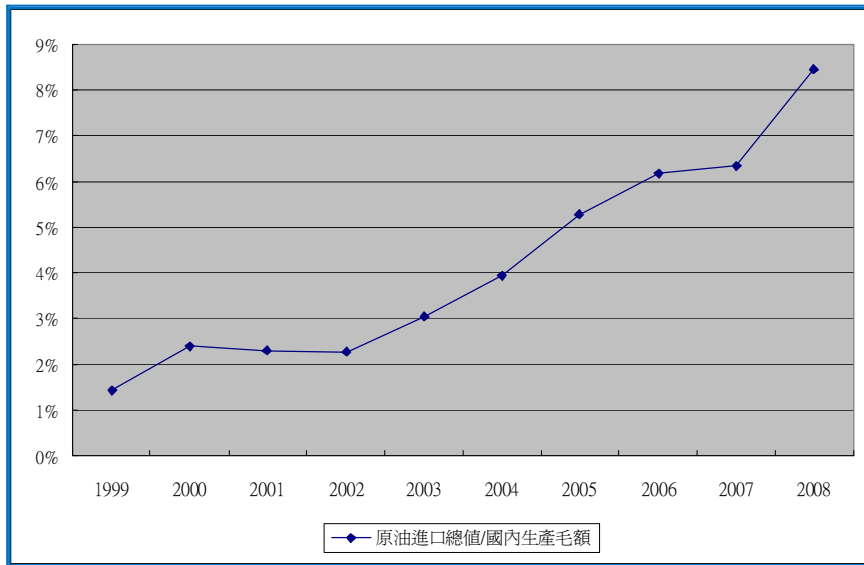


圖 3-9. 台灣原油進口總值占國內生產毛額比例：1999-2008 年

資料來源：1.經濟部能源局，2009 年  
 2.行政院主計處統計資料庫,2009 年  
 3.本文整理

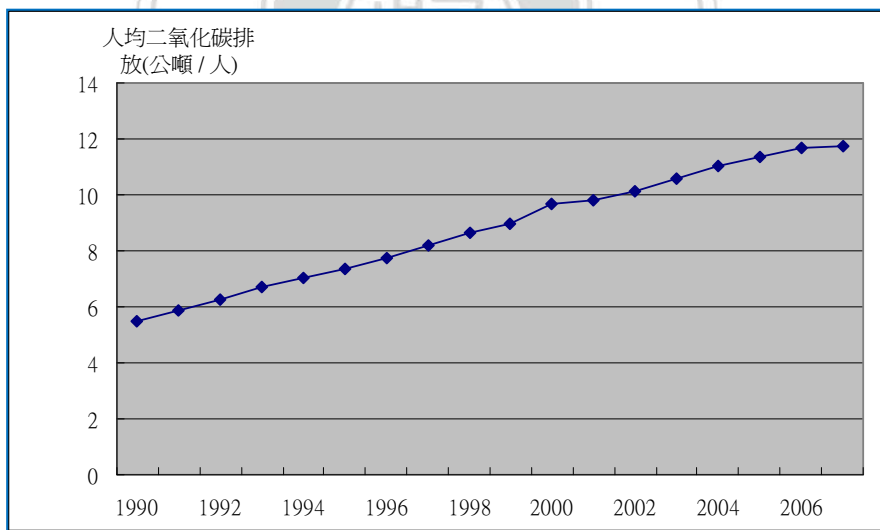


圖 3-10. 台灣歷年（1990-2007）人均 CO<sub>2</sub> 排放量趨勢

資料來源：1.「我國燃料燃燒之 CO<sub>2</sub> 排放統計與分析」，經濟部能源局，2008。  
 2. 本文整理。

由圖 3-11 顯示，台灣歷年（1998-2007）CO<sub>2</sub> 排放量及能源消費量皆呈現遞增趨勢，據此，可推論由於歷年來採行之燃料低價格政策應是造成汽油需求量與 CO<sub>2</sub> 排放量遞增之重要因素之一。

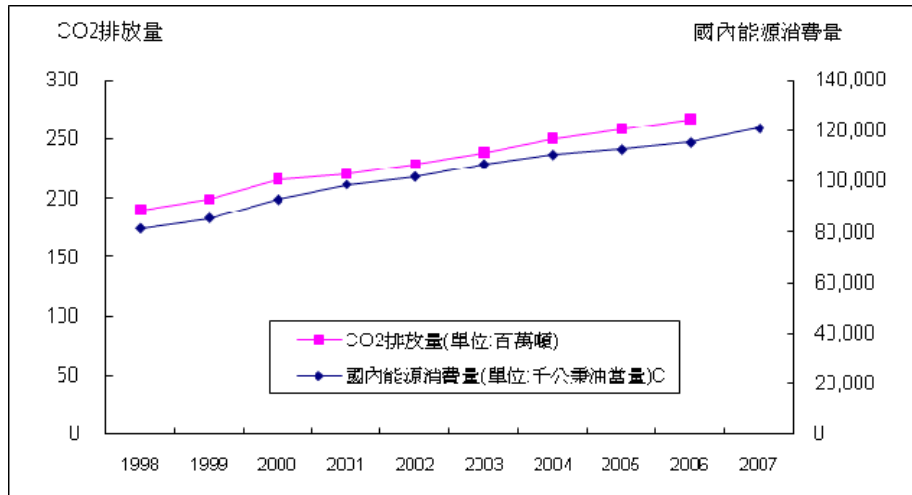


圖 3-11. 台灣歷年 CO<sub>2</sub> 排放量及能源消費量趨勢：1998-2007  
資料來源：本文整理。

### 3.2.2 政策工具與能源價格之 3E 影響

本節廣覽文獻上針對環境稅、關稅及貿易自由化等政策工具、以及能源價格等變數對經濟、能源消費與 CO<sub>2</sub> 排放量等之影響的相關文獻，並彙整各家的觀點結論，以做為本研究設定實證模型的參考。

#### 一、政策工具對 3E 之影響

##### (一) 能源稅的影響

根據理論與實證文獻之證據顯示，長期的能源價格需求彈性較大於短期，亦即長期採行與環境相關稅費，可以降低能源消費，俾達到環境保護之目的。然而，由於能源產品（如煤、天然氣、汽油或能源）對於氣候變遷排放之污染程度不同，因此，OECD 國家為使能源產品間之替代效果顯著，分別按每一種化石燃料之碳含量制定其相對稅率，以促使能源使用者（企業及家計單位）以較低碳密集之能源，替代高碳排放係數之化石燃料。

茲因影響燃料需求量的主要因素為其價格和所得，而燃料價格又與燃料稅的高

低息息相關。1997年3月，歐洲委員會 (European Commission, EC)<sup>41</sup>決定採行調升礦油 (mineral oils)最低貨物稅率(minimum excise rates)約 10%至 15%，並對其他能源產品實施課徵最低貨物稅之計畫，乃修正舊有指令 (92/82/EEC)<sup>42</sup>。EC 修正此一指令之目的，實為指望創造「雙紅利」(double dividend)<sup>43</sup>。Jasen and Klaassen (2000) 採三種不同的模型<sup>44</sup>進行上開指令之影響評估，模擬情境中給予能源密集產業免稅優惠，並假設將調高或實施能源產品最低貨物稅率後所增加之稅收用於降低社會安全捐，結果顯示「雙紅利」大抵可獲體現：(1) 課稅調整對於經濟影響的衝擊不甚顯著，大抵介於 0.02%至 0.2%之間，此一數據與大部分歐盟 (EU-wide) 每年 GDP 成長介於 160 億至 162 億歐元相符合；(2) 對於就業的影響也不顯著，但為正向，估計可創造 146,000 至 335,000 的就業機會；(3) 增加的能源稅導致大部分歐盟國家相較於基期，約減少 0.9%至 1.6%的 CO<sub>2</sub> 排放量，而其他污染的排放亦降低；(4)當課稅使能源消費相對於勞動就業較為昂貴，整體經濟結構將會降低能源密集而成為比較勞動密集之結構，結果使得能源消費量降低，CO<sub>2</sub> 的排放量亦減少，此乃勞動與能源之替代效果，促使歐洲經濟部門結構產生變換。

另外，評估增加之稅收若用於降低預算赤字，雖然可以大幅降低 CO<sub>2</sub> 的排放量，

---

<sup>41</sup>歐洲委員會(EC)隸屬於「聯合國氣候變化綱要公約」(United Nations Framework Convention on Climate Change, UNFCCC)之成員之一。EC 每年必須向 UNFCCC 之秘書處，提出歐盟會員國 (EU-15 及 EU-27) 溫室氣體排放量之變動趨勢。(EEA Technical, 2008)

<sup>42</sup>歐盟國家中，對於能源產品原課徵較低貨物稅的國家，易吸引鄰近國家民眾跨境加油，因此採行最低貨物稅計畫，可以避免此等情形的發生。

<sup>43</sup>雙重紅利 (double dividend)係指提高或實施能源產品之最低貨物稅率，可獲得潔淨環境之目的，亦即達到減輕環境損害之皮古效果；而其增加之稅收，用於降低扭曲性租稅 (即降低社會安全捐) 亦可達到提升就業率之目的。另外，Fullerton, Leicester and Smith (2008)認為，在雙重紅利假說下，課徵環境稅可獲得 2 種利益，一係保護環境之福利利得 (welfare gain)，另一係由其課徵之稅收以調降工資稅，可提高淨工資所得，因而使勞動供給增加，但其對於淨工資所得超額負擔之影響並不確定，換言之，若能提高勞動供給量，則第 2 紅利為正，反之，則為負；是以，能否產生雙重紅利須視情況而定。

<sup>44</sup>三種模型分別為 (1) HERMES (Harmonised European Research for Macrosectoral and Energy System)：係由 6 個歐盟總體經濟國家組成之連結計量模型進行分析，模型中包括 9 個部門、8 種能源產品；勞動市場之名目工資依失業率及生產力而定；免稅條件方面，係所有國家之中間財貨免稅。(2) GEM-E3 (General Equilibrium Model for Economy-Energy-Environment)：針對 14 個歐盟國家進行可計算一般均衡模型之動態分析，包括 18 個部門、4 項能源產品。免稅條件方面，若是能源成本超過 10%，按不同國家區別免稅之處理。(3) E3ME (Energy- Environment-Economy Model for Europe)：係一跨區域 (regionalized)，歐盟跨部門模型 (sectoral model of the EU)，整合時間序列 (time-series)與跨部門 (cross-section)之計量經濟模型，模型中包括 11 個歐盟國家、30 個部門及 11 項能源產品。



但極有可能對於 GDP 與就業率產生負面的影響。依據 HERMES 及 GEM-E3 之分析指出，EC 發布上開修正指令中，若不列入能源密集產業之免稅條件在內，對於 GDP 與就業的影響將略為提高（分別約為 25%、10%），但對於 CO<sub>2</sub> 排放減量之影響較為顯著（約為 1.7%至 1.8%）。

挪威自 1991 年起，針對化石燃料供應業者課徵碳稅（OECD, 2005），Bruvoll and Bodil (2004)採用適於挪威經濟的 AGE (Disaggregated General Equilibrium)模型，以 MSG-6 (Multi Sectoral Growth-version 6)<sup>45</sup>模擬分析 1990 至 1999 年期間，課徵碳稅與否對於三種溫室氣體（即 CO<sub>2</sub>、甲烷及氧化亞氮）之排放量及能耗量的影響，結果發現，相對於未課徵碳稅的情境下，課徵碳稅對於能耗量之影響極為顯著，能源密集度的降幅在 1999 年達 1.3%。汽油（gasoline）與供熱用油（heating oil）價格則分別上漲 7.6%和 17%，乃使家計單位之油品消費量分別下降 4.2%和 6.2%；至於能源消費量則因替代效果而增加 0.5%，並導致家計單位之自有運輸工具與大眾交通運輸工具之間產生替代，使得大眾運輸服務（如空運、鐵路及電車運輸等）增加 0.4%至 1.2%之營運量。此外，課徵碳稅同時導致 1999 年之 GDP 及總家計單位的消費減少 0.1%；生產部門為恢復原有競爭力，乃調降勞動工資率約 0.2%。

Sterner (2007) 根據國際能源局（IEA 2006）資料，比較美國與歐洲之燃料稅及平均每人燃料使用量，結果發現美國課徵之燃料稅稅率（10 cents/liter）顯著地低於歐洲各國平均稅率（80 cents/liter），也低於歐洲最低稅率（44.6 cents/liter）<sup>46</sup>，推論此一偏低的稅率與燃料的使用量具有密切關聯性。<sup>47</sup> 據此，Sterner (2007)假設汽油之價格彈性為 -0.8，<sup>48</sup>據以比較分析各國調整稅率對燃料需求的影響。研究結果發現，若全

---

<sup>45</sup>MSG-6 係以整合經濟與排放的模型，多年以來，挪威之長期計畫均利用不同版本之 MSG 模型加以分析。

<sup>46</sup>根據歐洲議會於 2003 年 10 月制定能源產品及電力適用最低課稅水準（2003/96/EC）指令，規定無鉛汽油適用之最低稅率為 EUR359/1000 l.(約為 USD44.6 cents/l)。

<sup>47</sup>美國之汽油每人每年平均消費量為 1,300 公升，而大部分歐洲國家之消費量約為其 1/3（德國 360 公升、法國 240 公升、英國 360 公升、義大利 300 公升）。

<sup>48</sup>Sterner (2007)彙整以下相關文獻：Dahl and Sterner(1991a, b)發現汽油消費價格彈性介於-0.6 至-1 之間，及所得彈性介於 0.6 和 0.4 之間；Goodwin (1992)採時間序列資料與橫斷面資料 (cross-section) 估計 1980 年代及 1990 年代汽油消費價格彈性，結果發現長期價格彈性（約為-0.8）約為短期價格彈性（約為-0.28）之 3 倍；Graham and Gleister (2004)發現價格彈性介於-0.6 和-1 之間，所得彈性高於 1。

體 OECD 國家採行最低稅率(10 cents/ liter)，則汽油使用量將增加 33%；採用最高稅率 (100 cents / liter)，<sup>49</sup>則其汽油使用量將降低 44%，同時亦可有效降低運輸業的碳排放量。其次，假設美國採用最高稅率，則其汽油使用量將減少 57%。此外，假設歐洲國家採用最高稅率，則其汽油使用量將減少 8%；若採行最低稅率，則其汽油使用量將增加 116%。上述情境分析結果顯示課徵燃料稅確實有助於節能減排。

總之，能源稅或環境稅的 3E 影響，與吾人所選擇的稅基（如產品、投入或排污量）及稅率有關（Vollebergh, 2008），至於稅基的選擇，則取決於吾人所樂見之替代效果而定；課稅目的如果是為鼓勵業者生產較乾淨的產品（或使用污染性較低的要素），則宜選擇就產品（要素）課稅；課稅目的如為減排，則宜以排污量為稅基。

## （二）貿易自由化的影響

有關貿易對於經濟與環境影響之相關文獻中，Copeland *et al.* (2004)認為，由於全球經濟之日益整合，實難以忽視國內環境政策法規對於國際貿易之影響；再者，若是環境品質為正常財，由貿易與經濟成長帶動所得成長，因而提升對於環境品質之需求，亦使得本國與外國之環境品質愈加受到重視。雖然大部分文獻認為自由貿易對於環境之影響極微，但利用簡單的拆解法分析，研究結果發現，貿易自由化所誘發的污染變動量可歸因於規模效果 (scale effect)、組成效果 (composition effect)及技術效果 (technique effect)等三項效果的交互作用結果，<sup>50</sup>即經濟規模擴大，以及污染財貨占國民所得之比例增加，均將導致污染排放增加，但減排技術的提升將可達到污染排放減量之目的。

Ederington and Minier (2003) 採美國 1978-1992 年製造業之污染防治成本之跨部

---

根據上開文獻之共識，乃估計長期汽油價格彈性約為-0.8。

<sup>49</sup>2005 年，荷蘭課徵之汽油稅率 (100 cents / liter) 相對於西歐國家屬偏高。

<sup>50</sup> 規模效果之定義： $S = p_x^0 x + p_y^0 y$ ，其中， $S$  為以產值衡量之經濟規模， $p_x^0$ 、 $p_y^0$  分別表示為污染財 ( $x$ )、乾淨財 ( $y$ ) 之世界價格水準(設定基期價格為 1 單位來衡量)。然後，利用以上規模效果寫成污染排放為： $z = ex = e\varphi_x S$ ，其中  $\varphi_x = p_x^0 x / S$  表示污染財占總產出之比例（即組成效果）； $z$  為污染排放； $e$  為排放密集度 (emissions intention)。

門時間序列資料，分別建立淨進口規模及衡量環境法規嚴格性之模型，在其模型中利用 Hausman 檢定結果，將環境政策設定為內生變數，並採兩階段最小平方法(2SLS)及三階段最小平方法(3SLS)推估聯立方程式模型，結果發現，環境法規的嚴苛程度(即投入較高的污染防治成本)與貿易流量有顯著的正相關，進口關稅對於貿易流量之影響則呈現顯著的負相關。據此隱含政府宜對於進口競爭產業(import-competing industries)制定較為寬鬆之環境法規，對於出口產業宜制定較為嚴苛的環境法規。黃宗煌、蔡攀龍(1995)提出，在一個沒有市場失靈與干預失靈的社會中，<sup>51</sup>任何自由貿易活動均可促使有限的資源作最有效率的運用，從而提高社會財富，直接或間接的促使環境改善。Burguet *et al.* (2003)採兩階段賽局方式，分析雙邊貿易下，兩國政府調降關稅稅率，對於環境政策及福利之影響，研究結果發現，在完全競爭均衡下，若本國與外國從事自由貿易，則雙邊調降關稅稅率可改善本國福利；但在不完全競爭均衡下，雙邊調降關稅誘使產出增加，導致邊際社會成本增加，將誘使政府制定較嚴苛的環境法規；但調降關稅也會使關稅稅收減少，政府為降低國內廠商的邊際生產成本，將制定較寬鬆的環境法規；因此，在自由貿易政策下，雙邊調降關稅稅率對環境政策的影響效果是不確定的。楊維娟、周登陽、陳正良(2007)利用兩階段賽局研究結果，發現在完全訊息的假設下，如果產品的生產過程會產生跨國境的污染，則貿易同盟(無論與低污染國家或高污染國家結盟)雖使消費者能以較低的價格買到商品，但整體福利卻惡化；但在考慮環境因素後，與低污染國結盟之福利效果將優於與高污染國結盟之福利效果。

## 二、能源價格的影響

世界原油價格在 1973-74、1979-80 及 1990 年曾創下 3 次的高價位，另於 2008 年初國際原油價格持續飆漲，並於 2008 年 7 月間達到每桶美金 146 元價位，更創歷史新高。由於國際石油價格履創新高，對於能源需求高度依賴進口的國家而言，高油

---

<sup>51</sup>所謂「市場失靈」是指市場在自由運作的情形下，市場價格無法正確反映產品真實的社會成本與社會價值。「市場失靈」主要原因包括：不完全競爭市場結構如獨買、獨賣的現象)、公共財的存在、以及外部性(如污染等)。「干預失靈」則是指政府所採行的政策無法消除市場失靈、或因干預而造成市場失靈的現象；如生產、出口補貼、或各種關稅和非關稅貿易障礙。(黃宗煌等，1995)

價與總體經濟活動之間往往維持相當高的敏感度。(Glasure *et al.*, 2002)

討論能源價格對經濟與能源影響的相關文獻中，Glasure and Lee (2002) 建立經濟成長（以實質 GDP 為代理變數）與能源消費 2 條模型，利用向量誤差修正模型 (Vector Error-Correction Model, VECM) 估計，結果發現，在經濟成長模型下，僅有能源變數對實質 GDP 有顯著影響；在能源消費模型下，實質所得僅透過誤差修正項對能源消費造成影響，據此，乃證實經濟成長與能源消費彼此相互影響。

關於台灣的能源消費與經濟成長之關係，文獻上常因使用的研究方法不同、資料期間不同、或模型設定不同，而致看法分歧。例如 Chiou-Wei *et al.* (2008) 認為，台灣的能源消費與經濟成長之間存有因果關係，推論其可能肇因於重大經濟事件所造成的經濟結構性的改變；Chang *et al.* (2001) 的實證結果則顯示能源消費對產出的影響 (output) 為單向因果關係，致使節能政策對經濟成長產生顯著的負面影響；Cheng and Lai (1997) 發現，經濟成長對能源消費的影響也呈現單向因果關，故認為節能政策不會對經濟成長產生顯著的負面影響。林建甫、周麗芳、何金巡 (2005) 採用總體計量模型，推估國際油價上漲對台灣總體經濟造成的影響效果，結果顯示：如果政府允許業者合理反映油價，則衝擊幅度可望低於政府干預油價上漲的情境；換言之，國內油價合理反映國際油價，可抒解國際油價上漲的經濟衝擊。Huang *et al.* (2009) 綜合實質 GDP 與最終能源需求之實證模型的單根檢定與 Granger's 因果檢定 (causality test) 結果，發現僅有前兩期的實質 GDP 會影響到當期的實質 GDP，當期與前一期之最終能源需求則對當期的實質 GDP 有影響；再者，僅有前兩期的能源消費與實質 GDP 會對當期能源消費有影響。

綜合上述文獻可知，能源價格、環境稅、經濟成長、及排污量之間確實存在某種互動和關聯，卻缺乏較具系統性的實證模型，對於節能減排的政策意涵也偏而不全。

### 3.3 實證模型設定與預期結果

#### 3.3.1 模型架構

本節旨在探討如何兼顧經濟、能源與環境之永續發展策略，由於三者之間具有相互影響關係<sup>52</sup>。首先是國內生產毛額 ( $Y$ ) 直接影響能源消費量 ( $ENG$ )，而能源消費量又直接影響  $CO_2$  排放量 ( $P$ )，因此  $CO_2$  排放量乃是生產過程中使用能源消費量之副產品，由此可見國內生產亦可間接影響  $CO_2$  排放量。再者，由於國內經濟對於環境品質改善之需求增加，可藉由政府部門及私人部門之驅動力，如生產技術進步、貿易條件、提高能源使用效率及制定較嚴的環境法規等，以有效抑制能源消費量，俾達到降低  $CO_2$  排放量之目的。

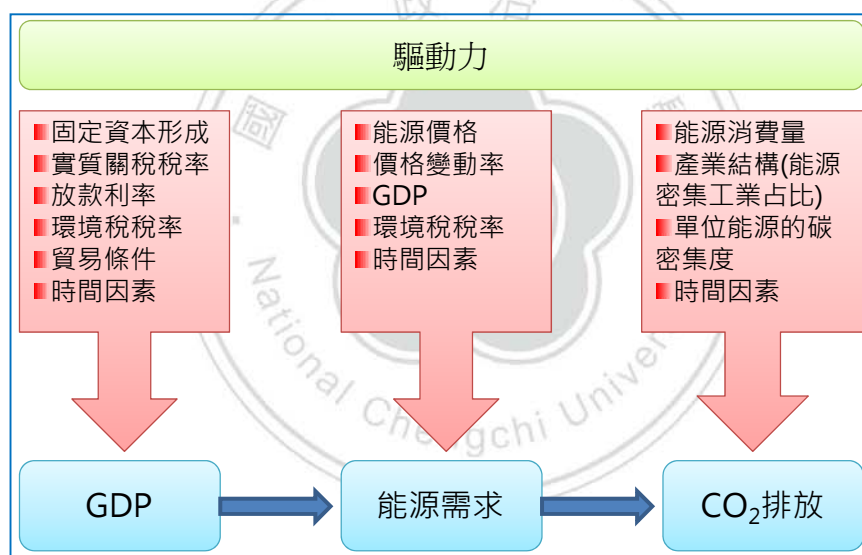


圖 3-12. GDP、能源消費量及  $CO_2$  排放量之關係

本研究根據歷有文獻的見解及基礎經濟理論，為 GDP (以  $Y$  表示之)、能源需求 ( $ENG$ )、及  $CO_2$  排放 ( $P$ ) 這三個變數建立一個關聯體系 (圖 3-12)，並考慮各變數的驅動力而建立係一個包括實質 GDP 生產函數 (見式 (3-1))、<sup>53</sup>能源需求函數 (見

<sup>52</sup> 本文採用皮爾森相關性檢定 (Pearson Correlation) 檢測 GDP 模型中，固定資本形成與放款利率的統計檢定值為 -0.72；進口關稅實質稅率和貿易條件的相關係數為 0.01，表示上開兩變數之間不存在共線性問題。

<sup>53</sup> 依 Ederington et al. (2003) 之實證結果，認為進口關稅稅率與環境法規之嚴苛程度均對於貿易流量造成影響，而本文認為進出口貿易值也將影響 GDP，因此乃在 GDP 模型中納入貿易條件一併估計。

式 (3-2))、<sup>54</sup>及 CO<sub>2</sub> 排放 (P) 函數 (見式 (3-3)) 的實證模型體系。

$$Y_t = f(FCAP_t, TARIF_t, INTR_t, ENV TAX_t, TOT_t, T) \quad (3-1)$$

式中， $Y_t$  為第  $t$  年之 GDP； $FCAP_t$  為第  $t$  年之固定資本形成； $TARIF_t$  為第  $t$  年之進口關稅平均實質稅率； $INTR_t$  為第  $t$  年之本國放款利率； $ENV TAX_t$  為第  $t$  年能源相關之環境實質稅(費)率<sup>55</sup>； $TOT_t$  為第  $t$  年之貿易條件； $T$  為時間趨勢。

$$ENG_t = g(FUELP_t, ENV TAX_t, Y_t, Y_{t-1}, T, v_t, v_{t-1}) \quad (3-2)$$

其中  $ENG_t$  表示國內能源消費量， $FUELP_t$  為第  $t$  年之各種能源加權價格指數<sup>56</sup>； $ENV TAX_t$  為第  $t$  年之環境實質稅(費)率；<sup>57</sup>  $Y_t$  與  $Y_{t-1}$  分別為本期與前一期之實質 GDP； $v_t$  為第  $t$  年之平均國際原油價格的變動率； $v_{t-1}$  為前 1 期之平均國際原油價格的變動率。

$$P_t = h(ENG_t, INDINT_t, CO2IN_t, T) \quad (3-3)$$

式中， $P_t$  表示第  $t$  年的 CO<sub>2</sub> 排放量； $INDINT_t$  為第  $t$  年之能源密集工業實質生產毛額占實質 GDP 比例； $CO2IN_t$  為第  $t$  年國內能源消費量之 CO<sub>2</sub> 排放密集度； $T$  為時間趨勢。

<sup>54</sup>根據 Huang *et al.*(2009)實證結果，顯示前 2 期的實質 GDP 對於當期能源消費有影響，因此本文乃考慮，能源需求彈性不僅受當期所得影響（即短期能源需求彈性， $E^S$ ），亦將受到前 1 期所得之影響（即長期需求彈性， $E^L$ ），由以下估算之彈性值可以發現長期能源需求彈性較大於短期能源需求彈性：

(1)若是  $ENG_t = f(Y_t)$ ，表示能源消費僅受到當期所得之影響，假設其能源消費模型可以寫成：

$$\ln ENG_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + e_t, \text{ 則 } E^S = \partial \ln ENG / \partial \ln Y_t = a_1;$$

(2)若是  $ENG_t = f(Y_t, Y_{t-1})$ ，表示能源消費受到當期所得與前 1 期所得之影響，假設其能源消費模型可以寫成： $\ln ENG_t = a_0 + a_1 \ln Y_t + \ln Y_{t-1} + \varepsilon_t$ ，則  $E^L = \partial \ln ENG / \partial \ln Y_t = a_1 \cdot \ln Y_{t-1}$ 。

<sup>55</sup>環境相關稅費包括油氣類貨物稅、車輛貨物稅(汽車及機車)、石油基金(自 2002 年起開徵)、汽車燃料使用費、空氣污染防治費(自 2001 年 11 月起開始徵收)、土壤及地下水污染整治費(自 2001 年 11 月起開始徵收)以及使用牌照稅等。

<sup>56</sup>各種能源加權價格指數，係計算 1992 至 2007 年各種主要能源加權價格指數，包括燃料油、高級汽油、煤炭、高級柴油、天然氣(燃)、天然氣(原)、電燈用電及其他能源等，俾含蓋各種能源價格在內。其計算式如下： $FUELP_t = \sum_i S_{it} \cdot P_{it}$ ，其中  $S_{it}$  第  $i$  種能源加權指數（即第  $i$  種能源在第  $t$  年之油當量 / 第  $t$  年國內能源消費油當量）； $P_{it}$  為第  $i$  種能源在第  $t$  年之價格指數，即：(當期能源價格 / 前期能源價格)\*100。

<sup>57</sup>由於課徵環境稅費可提高能源價格，對於降低能源消費量可產生直接效果。

式(3-1)表示實質生產毛額受到廠商投入固定資本、政府課徵進口關稅、環境相關稅費、本國放款利率、貿易條件等要素影響。式(3-2)表示能源消費量受本國能源價格、環境稅費、本期 GDP、前期 GDP、時間趨勢、當期及前一期國際油價變動率的影響。式(3-3)表示 CO<sub>2</sub> 排放量受國內能源消費量、能源密集工業實質生產毛額占實質 GDP 之比例(反映產業結構)、國內能源消費量 CO<sub>2</sub> 排放密集度(反映能源結構)、時間趨勢等因素的影響。

### 3.3.2 實證模型及其預期結果

本節依據理論與相關文獻之探討，作為分析本文所設定經濟之生產函數、能源消費需求函數及 CO<sub>2</sub> 排放函數等，與各項變數之預期結果。

茲說明模型中各重要方程式的設定方式如下：

#### 一、GDP 生產函數

$$\ln Y_t = \beta_1 \ln FCAP_t + \beta_2 \ln TARIF_t + \beta_3 \ln INTR_t + \beta_4 \ln ENV TAX_t + \beta_5 \ln TOT_t + \beta_6 (\ln FCAP_t) \cdot (\ln T) + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

式(3-4)表示國內生產毛額方程式，其中  $Y_t$  為第  $t$  年國內生產毛額； $FCAP_t$  為第  $t$  年之固定資本形成； $TARIF_t$  為第  $t$  年之進口關稅平均實質稅率； $INTR_t$  為第  $t$  年之本國放款利率； $ENV TAX_t$  為第  $t$  年之環境實質稅(費)<sup>58</sup>； $TOT_t$  為第  $t$  年之貿易條件； $T$  為時間趨勢； $\varepsilon_t$  為殘差項。

#### (一) 固定資本形成變動對經濟的影響

假設生產函數 ( $Y = F(K, N)$ ) 具有如下特性： $F_K > 0 > F_{KK}$ ， $F_N > 0 > F_{NN}$ ，

<sup>58</sup> 環境相關稅費包括油氣類貨物稅、車輛貨物稅(汽車及機車)、石油基金(自 2002 年起開徵)、汽車燃料使用費、空氣污染防治費(自 2001 年 11 月起開始徵收)、土壤及地下水污染整治費(自 2001 年 11 月起開始徵收)以及使用牌照稅等。

其中 $Y$ 為實質產出， $K$ 及 $N$ 分別為資本與勞動的投入， $F_K$ 及 $F_N$ 為 $F$ 分別對 $K$ 及 $N$ 的第1階偏微分， $F_{KK}$ 及 $F_{NN}$ 為 $F$ 分別對 $K$ 及 $N$ 的第2階偏微分。由 $F_K > 0$ 及 $F_N > 0$ ，表示生產函數符合每個要素的邊際生產力為正。

據此，可就FCAP對式(3-4)偏微分而得GDP之資本彈性如(3-5)式：

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln FCAP} = \beta_1 + \beta_6 \cdot \ln T, \quad \beta_1 > 0 \quad (3-5)$$

由式(3-5)可知，生產函數中之要素投入量的邊際生產力為正值，且隨時間經過而變動。

## (二) 關稅稅率變動對經濟的影響

為分析本國關稅稅率變動對本國經濟之影響，可就TARIF對式(3-4)偏微分，其結果如式(3-6)：

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln TARIF} = \beta_2, \quad \beta_2 \begin{matrix} > 0 \\ < 0 \end{matrix} \quad (3-6)$$

根據歷有文獻可知，關稅稅率對於GDP的影響，將視不同情況而定，其結果未有定論。Burget *et al.* (2003)指出，在自由貿易政策下，雙邊調降關稅稅率對於社會福利的影響，依完全競爭均衡與不完全競爭均衡而有不同的結果；楊維娟等 (2007)比較在不同貿易政策下，實施不同的關稅政策，可獲得不同的福利效果；黃宗煌、鄧秀玲 (2003)分析關稅稅率對國民所得水準的影響，認為降低關稅對國民所得的影響，理論上並不確定，有賴實證結果判定。因此， $\beta_2$ 的符號難有確定方向，實屬實證問題。

## (三) 利率變動對經濟的影響

利率變動對GDP的影響主要管道係經由投資的效果。依據凱因斯模型，投資與利率的關係可設定如式(3-7) (陳明郎，2006)：

$$I = I_0 + I(r), \quad I_r < 0 \quad (3-7)$$



其中  $I$  為投資， $r$  為利率， $I_0$  為自發性投資， $I_r < 0$  表示投資與利率呈反向變動。

根據市場均衡的條件（見式(3-8)與式(3-9)），吾人可得推導出利率對 GDP 的邊際影響如式(3-10)所示：

$$Y = C(Y - T) + I(r) + G \quad (3-8)$$

$$S(Y - T) + T = I(r) + G \quad (3-9)$$

式中  $S$  為儲蓄， $Y$  為所得， $C$  為消費， $T$  為稅額， $G$  為政府支出。

$$\frac{dY}{dr} = \frac{I_r}{S_Y(1-T_Y) + T_Y} < 0 \quad (3-10)$$

式(3-10)表示商品市場均衡的 IS 曲線為負斜率，亦即當利率下降，國民所得增加。據此，就  $INTR$  對式(3-4)偏微分可推知其預期效果如式(3-11)所示：

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln INTR} = \beta_3 < 0 \quad (3-11)$$

#### (四) 環境稅（費）變動對經濟的影響

根據理論與實證的文獻可知，課徵環境稅（費）對於經濟的影響究係正面抑或負面，主要決定於「雙紅利假說」是否成立（Jason and Klassen, 2000；Fullerton *et al.*, 2008），換言之，環境稅（費）的經濟影響猶難確定，正負各有所見。因此，就  $ENV TAX$  對式(3-4)偏微分之結果如式(3-12)：

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln ENV TAX} = \beta_4 \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0 \quad (3-12)$$

#### (五) 貿易條件變動對經濟的影響

在開放經濟下，採行有利於本國之貿易政策（如匯率貶值、提高進口關稅）使得本國出口增加和進口減少，造成淨出口增加，因而增加本國商品市場需求，也會造成本國國際收支順差，有利於經濟成長。據此，吾人可預期：改善貿易條件將有利於經濟成長，亦即式(3-13)所示：

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln TOT} = \beta_3 > 0 \quad (3-13)$$

## 二、能源消費需求函數

本研究在實證分析時所設定之能源需求函數如式(3-14)所示<sup>59</sup>：

$$\begin{aligned} \ln ENG_t = & \gamma_1 (\ln FUELP_t) \cdot (\ln T) + \gamma_2 \ln ENVTAX_t \\ & + \gamma_3 (\ln Y_t) \cdot (\ln Y_{t-1}) + \gamma_4 v_t + \gamma_5 v_{t-1} + \xi_t \end{aligned} \quad (3-14)$$

式中，表示國內能源消費量方程式，其中  $FUELP_t$  為第  $t$  年之各種能源加權價格指數<sup>60</sup>； $ENVTAX_t$  為第  $t$  年之環境實質稅(費)率； $Y_t$  為本期國內生產毛額； $Y_{t-1}$  為前期國內生產毛額； $T$  為時間趨勢； $v_t$  表示國際油價變動率、 $v_{t-1}$  表示前一期國際油價變動率； $\xi_t$  為殘差項。

### (一) 國內能源價格、國際原油價格本期變動率與前期變動率，及環境稅(費)變動對能源消費需求之影響

歷年來，評估國內能源價格變動對能源消費需求與經濟成長影響之相關實證文獻 (Huang *et al.*, 2009；Glasure and Lee, 2002；林建甫等, 2005) 顯示，油價係影響能源消費之最重要因素，而經濟成長也因油價上漲而受挫，因此證明經濟成長與能源消費彼此相互影響。梁啓源 (2007) 認為，過低的能源價格也將影響能源使用效率。基於要素條件需求 (conditional input demand) 的原理，吾人預期能源的需求與能源價格 ( $FUELP$ ) 及環境稅率 ( $ENVTAX$ )<sup>61</sup> 之關係分別如下：

<sup>59</sup> 綜合單根檢定與 Granger's causality test 檢定結果，實質 GDP 的遞延項不僅可能影響當期的實質 GDP，也可能影響當期的最終能源需求 (見林盈均，2005；Huang, Shan and Yang, 2009)。

<sup>60</sup> 各種能源加權價格指數，係計算 1992 至 2007 年各種主要能源加權價格指數，包括燃料油、高級汽油、煤炭、高級柴油、天燃氣(燃)、天燃氣(原)、電燈用電及其他能源等，其計算式如下： $FUELP_t = \sum_i S_{it} \cdot P_{it}$ ，其中  $S_{it}$  第  $i$  種能源加權指數 (即第  $i$  種能源在第  $t$  年之油當量 / 第  $t$  年國內能源消費油當量)； $P_{it}$  為第  $i$  種能源在第  $t$  年之價格指數，即：(當期能源價格 / 前期能源價格) × 100。

<sup>61</sup> Sterner (2007) 比較美國與歐洲國家之平均每人燃料使用量與環境稅稅率之後發現，美國的人均燃料使用量偏高，此與其偏低的环境稅費密切相關。

$$\frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln FUELP} = \gamma_1 \cdot \ln T < 0 \quad (3-15)$$

$$\frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln ENVTAX} = \gamma_2 < 0 \quad (3-16)$$

式(3-15)顯示能源需求的價彈性 (price elasticity) 為負值，且將隨時間經過而擴大。此一情況在文獻上鮮被論證。過去我國能源價格常因政府基於穩定民生及物價的考慮而有偏低之實，但國際能源價格近幾年來大漲，國內的能源價格政策也隨之調整，價格的反映機制已較往前靈活，因此，式(3-15)的預期應屬合理。

過去的文獻大都側重於價格水準對需求的影響，而忽略了能源價格震盪的效果。近年來國際能源價格起伏震盪甚劇，其對能源需求的影響始受關注，惟彼此間的關聯機制，迄無較具體的實證結果可考。由於價格變動具有高度不確定性，對於需求的影響也與消費者的風險態度 (risk attitude) 有關，故其效果亦屬實證問題。因此，國際油價變動率 ( $v_t$ ) 對能源需求的影響難以事前認定 (如(3-17)式、(3-18)式所示)：

$$R_{eng, v_t} \equiv \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln v_t} = \gamma_4 \cdot v_t \begin{matrix} > 0 \\ < 0 \end{matrix} \quad (3-17)$$

$$R_{eng, v_{t-1}} \equiv \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln v_{t-1}} = \gamma_5 \cdot v_{t-1} \begin{matrix} > 0 \\ < 0 \end{matrix} \quad (3-18)$$

由(3-15)式、(3-16)式推論國內油價調漲及調高能源產品相關環境稅 (費) 可以降低能源消費需求，但由推論國際原油價格本期變動率與前期變動率，對於能源消費量之影響，須依實證結果證明。

## (二) 國內生產毛額變動對能源消費需求之影響

根據生產要素的條件需求理論，GDP 應是影響能源需求量的另一關鍵因素，歷有的實證分析相當多，也大都表明二者之間存在密切的關聯。此外，在能源需求的因素拆解文獻中 (Bruvoll *et al.*, 2003, 2004; Selden *et al.*, 1999; Liu, 2007, 黃宗煌等, 2008)，GDP (拆解為人均 GDP 及人口數二項) 更是最為關鍵的驅動力。因此，能源的條件需求函數應滿足以下特性：

$$\frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln Y} = \gamma_3 \cdot \ln Y_{t-1} > 0 \quad (3-19)$$

值需一提的是，式(3-19)表明：能源需求的產量彈性（output elasticity）非一固定常數，而是與前一期的所得水準有關。此一設定方式除了反映能源需求的慣性累積特性之外，也使實證結果的配適度（goodness of fit）大為提高。

### 三、CO<sub>2</sub> 排放函數

根據圖 3-12，本研究所設定的 CO<sub>2</sub> 排放量方程式如下：

$$\ln P_t = \alpha_1 \ln ENG_t + \alpha_2 \ln INDINT_t + \alpha_3 (\ln ENG_t) \cdot (\ln T) + \alpha_4 \ln CO2IN_t + \mu_t \quad (3-20)$$

其中  $P_t$  為第  $t$  年的 CO<sub>2</sub> 排放量； $ENG_t$  為第  $t$  年之國內能源消費量； $INDINT_t$  為第  $t$  年之能源密集工業實質生產毛額占實質 GDP 比例； $T$  為時間趨勢； $CO2IN_t$  為第  $t$  年國內能源消費量 CO<sub>2</sub> 排放密集度； $\mu_t$  為殘差項。

此外，根據 CO<sub>2</sub> 排放拆解法，能源的碳密集度及產業結構也是重要的驅動力；國外的經驗顯示，減排的最有效方式在於能源替代與產業結構調整（OECD, 2005）。因此，吾人預期下列實證結果：

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \ln ENG} = \alpha_1 + \alpha_3 \cdot \ln T > 0 \quad (3-21)$$

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \ln INDINT} = \alpha_2 > 0 \quad (3-22)$$

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \ln CO2IN} = \alpha_4 > 0 \quad (3-23)$$

式(3-21)表示，CO<sub>2</sub> 排放的能源彈性也與時間有關，由於能源技術的進步和潔淨能源的推廣應用，一般預期  $\alpha_3 < 0$ ，亦即彈性隨時間經過而遞減。式(3-21)及式(3-22)則分表示 CO<sub>2</sub> 排放量將與能源密集工業實質生產毛額占實質 GDP 比例（ $INDINT$ ）、及能源的 CO<sub>2</sub> 密集度（ $CO2IN$ ）呈同向變動。

### 3.4 資料來源與實證結果

本節旨在推估上一節所設定的實證模型，並利用實證結果估算各項彈性，並探討各項政策工具的節能減碳與經濟影響。

#### 3.4.1 資料來源與統計特性

為推估前一節的實證模型，本文選取 1992 至 2007 年之總體經濟及能源等相關資料，作為分析之基礎。表 3-2 為本研究各項變數定義及資料來源與各項變數基本統計量，其中總體經濟資料取自行政院主計處總體統計資料庫、能源相關資料取自經濟部能源局、環境相關稅費等資料分別取自賦稅統計年報、經濟部能源局、交通部路政司及環保署。關於國內生產毛額、固定資本形成、本國放款利率及外人直接投資等資料，均以 2006 年之消費者物價指數 (CPI) 平減，以去除物價變動因素<sup>62</sup>。

表 3-2. 變數定義及資料來源與各項變數基本統計量

變數代號 (單位)	變數定義	極大值 (極小值)	平均值 (標準差)	資料來源
$\ln P$ (千公噸)	CO <sub>2</sub> 排放量，期間為 1992~2007 年	12.502 (11.772)	12.193 (0.232)	經濟部能源局 (1992-2007)
$\ln ENG$ (千公秉油當量)	能源消費量	11.704 (10.990)	11.391 (0.236)	經濟部能源局 (1992-2007)
$\ln INDINT$ (%)	能源密集工業實質生產毛額占實質 GDP 之比例	1.338 (1.147)	1.272 (0.064)	經濟部能源局 (1992-2007)
$\ln T$	時間趨勢			
$\ln CO2IN$ (CO <sub>2</sub> 排放量/國內能源消費量;公噸(CO <sub>2</sub> )/公秉油當量)	國內能源消費量 CO <sub>2</sub> 排放密集度	0.867 (0.798)	0.832 (0.022)	經濟部能源局 (1992-2007)

<sup>62</sup> 以 2006 年為基期年 CPI 平減之計算公式：(當期價格-基期年 CPI) \* 100

變數代號 (單位)	變數定義	極大值 (極小值)	平均值 (標準差)	資料來源
$\ln Y_t$ (新台幣百萬元)	當期國內生產毛額	16.334 (15.736)	16.087 (0.176)	行政院主計處總體統計資料庫 (1992-2007)
$\ln Y_{t-1}$ (新台幣百萬元)	前期國內生產毛額	11.686 (11.067)	11.440 (0.190)	
$FCAP$ (新台幣百萬元)	固定資本形成	14.607 (14.086)	14.339 (0.176)	行政院主計處總體統計資料庫 (1992-2007)
$v_t$	國際原油價格變動率(計算杜拜、北海布蘭特、西德州等三地之平均國際原油價格變動率)	55.988 (-32.142)	11.598 (23.756)	自行計算
$v_{t-1}$	前一期國際原油價格變動率	55.988 (-32.142)	10.775 (24.011)	自行計算
$\ln TARIF$	進口關稅平均實質稅率(進口關稅/進口貨物 CIF)	1.607 (0.140)	0.909 (0.481)	行政院主計處總體統計資料庫 (1992-2007)
$\ln INTR$ (%)	本國放款利率	2.226 (1.197)	1.806 (0.417)	行政院主計處總體統計資料庫 (1992-2007)
$\ln ENV TAX$ (新台幣百萬元/ 千公秉油當量)	環境實質稅(費)(環境相關稅費/國內能源消費量)	1.224 (0.751)	0.961 (0.163)	賦稅統計年報(1992-2007)、「土壤及地下水污染整治基金來源與用途表」(p.3-2)、「85-97 空氣污染防治費收入及支出明細表」(1996-2007)、經濟部能源局(2002-2007)、交通部路政司(1992-2007)
$\ln TOT$	貿易條件(出口總值/進口總值)	0.174 (0.068)	0.107 (0.033)	行政院主計處總體統計資料庫 (1992-2007)
$\ln FUEL P$	各種能源加權價格指數	4.704 (4.534)	4.625 (0.052)	自行計算

### 3.4.2 時間序列的定態與共整合檢定

由於經濟行為的慣性、遲滯或單一時間數列殘差容易具有高度相關的特性，故某些方程式可用解釋變數或被解釋變數的落後期，某些則可使用 Cochrane-Ocutt 方法來修正殘差。根據 Hsiao (1997)及 Park and Philips (1988, 1989)的觀點，在有混合  $I(1)$ 、 $I(0)$ 變數的模型下，只要誤差項是  $I(0)$ ，吾人仍可延用傳統的估計方式及極限常態  $t$  統計量。(林建甫，2006)

Granger and Newbold (1974)發現，若時間序列資料為非定態(nonstationary)且不經處理直接進行推定，將會產生假性迴歸 (spurious regression) 的現象，亦即  $R^2$  很高， $t$  值顯著，但 Durbin-Waston 值卻趨近於零，使得這些估計結果不具任何經濟意義，而且因為所估計之參數的極限分配不再是一個標準的分配，使得  $t$  檢定和  $F$  檢定均不再適用。因此，時間序列必須是定態，方能進行迴歸估計或統計檢定。因此，本節利用 Engle and Granger (1987) 所提出的兩階段共整合檢定：首先利用單根檢定 (unit root test)，檢測各變數之間是否擁有相同的整合階次；其次，再利用 OLS 做迴歸估計，並針對其殘差項作單根檢定，如果檢測結果為不存在單根 (即為定態變數)，則表示變數間具有共整合關係。

### 一、單根檢定

單根檢定的流程如圖 3-13 所示。茲將式(3-4)、(3-14)及(3-20)之各變數的單根檢定結果分別彙整如表 3-3、表 3-4、及表 3-5，檢測結果發現，各變數之間並未擁有相同的整合階次。

### 二、迴歸估計之殘差項單根檢定

由表 3-3~表 3-5 可以發現，各變數之間並未擁有相同的整合階次，因此，有必要利用各函數之 OLS 迴歸殘差進行單根檢定。

#### (一) GDP 的生產函數迴歸估計之殘差項單根檢定

以 OLS 對式(3-4)先做迴歸估計，依據迴歸結果之殘差項，進行 ADF 單根檢定，結果發現，其統計檢定的  $t$  值在 5%顯著水準下，拒絕殘差項具有單根的虛無假設，表示此一模型變數之間具有共整合關係，隱含變數間具有長期均衡關係的現象。

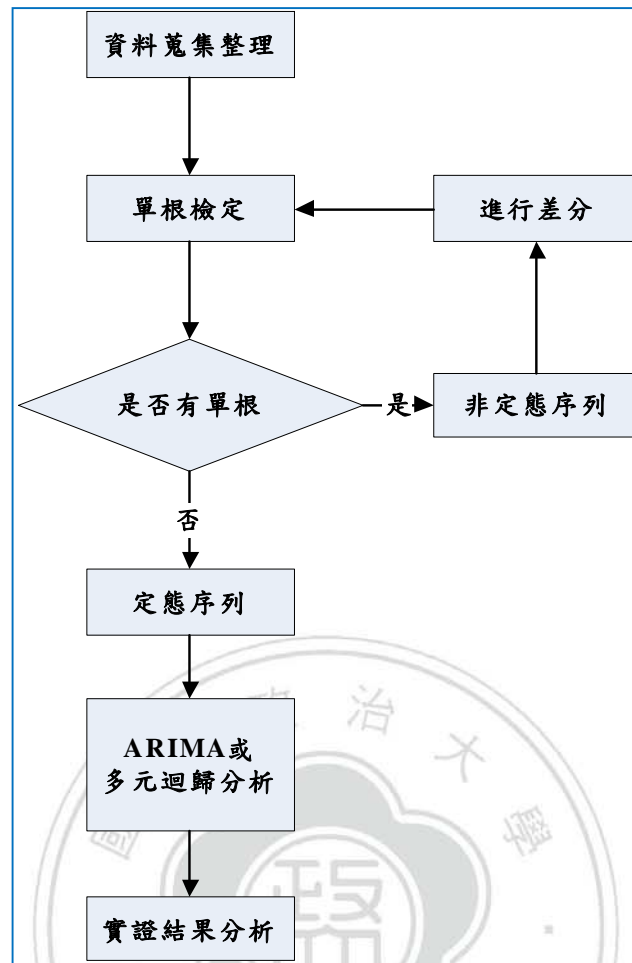


圖 3-13. 時間序列資料的定態性檢定流程

表 3-3. GDP 函數之 ADF 單根檢定

檢定型式 變數 (註 1)	檢定假設有常數項但無確定趨勢 ( $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$ )	檢定假設有常數項和確定趨勢 ( $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 \cdot t + \varepsilon_t$ )
lnFCAP	-1.19	-2.84
lnTARIF	2.06	-2.75
lnINTR	0.33	-2.08
lnENVTAX	-2.24	-4.87**
lnTOT	-2.45	-3.29
(lnFCAP)(lnT)	-10.02**	-3.96*

註 1：H0：有單根； $\alpha_1 = 0$ ，表示非定態 (non-stationary) 變數

H1：無單根； $\alpha_1 \neq 0$ ，表示定態 (stationary) 變數

註 2：\*\*表示在 1% 下為顯著；\*表示在 5% 下為顯著



表 3-4. 能源消費函數之 ADF 單根檢定

檢定型式 變數名稱	檢定假設有常數項但無確定趨勢 ( $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$ )	檢定假設有常數項和確定趨勢 ( $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 \cdot t + \varepsilon_t$ )
(lnFUELP)(lnT)	-1.66	-4.52*
lnENVTAX	-2.24	-4.87**
(lnY <sub>t</sub> )(lnY <sub>t-1</sub> )	-3.83*	-1.89
$v_t$	-2.64*	-4.53*
$v_{t-1}$	-2.53*	-4.09*

表 3-5. CO<sub>2</sub> 排放量函數之 ADF 單根檢定

檢定型式 變數名稱	檢定假設有常數項但無確定趨勢 ( $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$ )	檢定假設有常數項和確定趨勢 ( $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 \cdot t + \varepsilon_t$ )
ln ENG	-2.42	-0.49
ln INDINT	-1.42	-1.36
(lnENG)(lnT)	-16.84**	-4.60**
ln CO <sub>2</sub> IN	-1.59	-1.07

### (二) 能源消費函數迴歸估計之殘差項單根檢定

依上述方法對式(3-14)進行迴歸估計，並就其殘差項以進行 ADF 單根檢定的結果，其統計檢定的 T 值在 5%顯著水準下，拒絕殘差項具有單根的虛無假設，表示能源消費需求函數模型之變數之間具有共整合關係，顯示變數間之迴歸關係具有長期經濟意義。

### (三) CO<sub>2</sub> 排放函數模型

以相同方法對式(3-20)進行迴歸估計，再就其殘差項 ADF 單根檢定結果，其統計檢定的 T 值在 5%顯著水準下，拒絕殘差項具有單根的虛無假設，表示 CO<sub>2</sub> 排放函數模型之變數之間具有共整合現象，乃隱含變數間為定態變數。

茲將各模型殘差項之 ADF 單根檢定彙整如表 3-6 所示：

表 3-6. 各模型殘差項之 ADF 單根檢定

函數別	單根檢定	
	ADF 統計檢定的 T 值	顯著水準
GDP 的生產函數	-6.67	5%
能源消費需求函數	-3.28	5%
CO2 排放函數	-5.94	5%

註：虛無假設( $H_0$ )：殘差項具有單根

### 3.4.3 實證結果

本章之實證方法採用台灣地區自 1992 年至 2007 年間，共計 16 年之時間序列資料，以 Limdep 統計軟體估計。在變數之取捨上，本文採用不同的變數型式進行迴歸。<sup>63</sup>變數之選取係以台灣地區有資料可掌握者為限，並根據迴歸結果之 adjusted  $R^2$ 、AIC 高低為取捨標準。因此本研究呈現之最後結果為多次推估結果之最終選擇（見表 3-7 ~表 3-9）。

表 3-7. 台灣 GDP 生產函數之推估結果：1992-2007 年

變數	參數	估計係數	標準差	P 值
$\ln FCAP$	$\beta_1$	1.103***	0.0064	0.000
$\ln TARIFF$	$\beta_2$	0.388***	0.079	0.000
$\ln INTR$	$\beta_3$	-0.207***	0.065	0.001
$\ln ENVTAX$	$\beta_4$	-0.131*	0.072	0.066
$\ln TOT$	$\beta_5$	2.012***	0.215	0.0000
$(\ln FCAP)(\ln T)$	$\beta_6$	0.0076***	0.002	0.000
Adjusted. $R^2$	0.974			
AIC	-7.245			
Log LR TEST	41.26			

註：\*\*\*表示 p-value=1%的顯著水準；\*\*表示 p-value=5%的顯著水準；\*表示 p-value=10%的顯著水準。

表 3-7 顯示，固定資本形成、進口關稅平均實質稅率、貿易條件，以及固定資本形成與時間趨勢之乘積，皆對 GDP 有極為顯著之正向影響；國內實質放款利率則呈

<sup>63</sup> 本文迴歸式以多種方式進行測試，並從中選取最適結果。包括以人均  $CO_2$  排放量、 $CO_2$  排放量；人均 GDP、總 GDP；人均能源消費量、總能源消費量等為被解釋變數；環境相關稅費、環境實質稅（費）（環境相關稅費/國內能源消費量）為解釋變數；全部取 log 函數；相關度過高的變數則擇一排除，並具此找出最佳模式。

現顯著負相關，而環境實質稅（費）在 10%的顯著水準下呈顯著的負向關係。<sup>64</sup>

表 3-8 顯示，時間趨勢與平均能源價格指數之乘積與能源消費量具有顯著負相關，表示能源消費量將隨著能源價格的上升而減少；此外，本期與前一期之 GDP 乘積亦對能源需求有顯著正相關。至於，國際原油價格之本期變動率與前期變動率對於能源需求之影響並無顯著性效果。

表 3-8. 台灣能源需求函數之推估結果：1992-2007 年

變數	參數	估計係數	標準差	P 值
(lnFUELP)(lnT)	$\gamma_1$	-0.028***	0.004	0.000
lnENVTAX	$\gamma_2$	-0.126***	0.068	0.0664
(lnY <sub>t</sub> )(lnY <sub>t-1</sub> )	$\gamma_3$	0.064***	0.0005	0.000
$v_t$	$\gamma_4$	0.0001	0.0004	0.7709
$v_{t-1}$	$\gamma_5$	0.0002	0.0004	0.5689
Adjusted. R <sup>2</sup>	0.98			
AIC	-6.80			
Log LR TEST	36.77			

註：\*\*\*表示 p-value=1%的顯著水準；\*\*表示 p-value=5%的顯著水準；\*表示 p-value=10%的顯著水準。

表 3-9. 台灣 CO<sub>2</sub> 排放量函數之推估結果：1992-2007 年

變數	參數	估計係數	標準差	P 值
ln ENG	$\alpha_1$	0.996***	0.0096	0.000
ln INDINT	$\alpha_2$	0.0958***	0.044	0.031
(lnENG)(lnT)	$\alpha_3$	0.0002	0.0005	0.722
ln CO <sub>2</sub> IN	$\alpha_4$	0.897***	0.099	0.000
Adjusted. R <sup>2</sup>	0.998			
AIC	-9.217			
LR TEST	55.03			

註：\*\*\*表示 p-value=1%的顯著水準；\*\*表示 p-value=5%的顯著水準；\*表示 p-value=10%的顯著水準。

由表 3-9 可以發現，CO<sub>2</sub> 排放量隨能源消費量的增加而呈顯著的正向相關係，亦隨時間經過而緩增，但其效果並不顯著（因彈性值不顯著地異於 0）；能源密集工業

<sup>64</sup> 本文設定產出生產函數模型，經驗證關稅平均實質稅率與貿易條件兩變數之相關係數為-0.0087；固定資本形成與放款實質利率之相關係數為-0.76406。由以上數據判斷其變數之間不具共線性。

實質生產毛額占實質 GDP 之比例 (*INDINT*)、國內能源消費量 CO<sub>2</sub> 排放密集度 (*CO2IN*)等因素亦皆與 CO<sub>2</sub> 排放量呈現顯著正相關性。

根據式(3-4)、(3-14)及(3-20)可計算出 GDP、能源消費、及 CO<sub>2</sub> 排放量的各項彈性如表 3-10 所示。茲說明其意義於後。

## 一、GDP 的各項彈性

### (一) GDP 的環境稅(費)彈性

環境稅(費)率每增加 1%，導致 GDP 下降 0.131%，顯然負面效果有限，主要原因或在於我國環境稅費佔總稅收的比例不高，再者，稅收的用途不全然是統收統支，有些仍是專款專用（例如空污費、回收清除處理費、土壤污染防治費等）；在稅收配置缺乏適當的規劃時，環境稅衍生第二重紅利的可能性不高。

### (二) GDP 的關稅彈性

進口關稅平均實質稅率每調降 1%，促使經濟成長率下挫 0.357%；換言之，過去資料顯示：關稅調降對於 GDP 的增長並無助益，反倒是一個障礙。不過，台灣自 2002 年加入 WTO 後，關稅平均稅率僅降 1.89%（外交部/經濟部國際貿易局，2008），因此，貿易自由化後對台灣 GDP 的負面影響猶屬有限。此一結果與國際貿易理論的一般預期不同，主要原因在於本研究所設計的實證模型考慮了環境污染的外部性，因此，未來如何調和貿易與環境之間的關聯，確實是我國邁向貿易自由化的過程中不可忽視的課題。此外，此一結果也表明台灣貿易競爭力相對落後，關稅保護仍有所需。

表 3-10. GDP、能源消費、及 CO<sub>2</sub> 排放量的各項彈性<sup>65</sup>

內生變數 彈性別	GDP	能源消費	CO <sub>2</sub> 排放量
環境稅彈性	$\varepsilon_{Y,ENV\text{TAX}} \equiv \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln ENV\text{TAX}}$ $= \beta_4 = -0.131$	$\varepsilon_{ENG,ENV\text{TAX}} \equiv \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln ENV\text{TAX}}$ $= \gamma_2 + \gamma_3 \cdot \beta_4 \cdot \ln Y_{t-1}$	$\varepsilon_{P,ENV\text{TAX}} \equiv \frac{\partial \ln P}{\partial \ln ENV\text{TAX}}$ $= (\alpha_1 + \alpha_3 \ln T)(\gamma_2 + \gamma_3 \cdot \beta_4 \cdot \ln Y_{t-1})$
關稅彈性	$\varepsilon_{Y,TARIF} \equiv \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln TARIF}$ $= \beta_2 = 0.388$	$\varepsilon_{ENG,TARIF} \equiv \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln TARIF}$ $= \beta_2 \cdot \gamma_3 \cdot \ln Y_{t-1}$	$\varepsilon_{P,TARIF} \equiv \frac{\partial \ln P}{\partial \ln TARIF}$ $= (\alpha_1 + \alpha_3 \ln T) \beta_2 \cdot \gamma_3 \cdot \ln Y_{t-1}$
國際油價變動率 之彈性	—	$\varepsilon_{ENG,v_t} \equiv \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln v_t}$ $= \gamma_4 \cdot v_t = 0.0001 \cdot v_t = \gamma_5 \cdot v_{t-1} = 0.0002 \cdot v_{t-1}$	—
國內能源價格指 數彈性	—	$\varepsilon_{ENG,FUELP} \equiv \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln FUELP}$ $= \gamma_1 \cdot \ln T = -0.028 \cdot \ln T$	$\varepsilon_{P,FUELP} \equiv \frac{\partial \ln P}{\partial \ln FUELP}$ $= (\alpha_1 + \alpha_3 \ln T) \gamma_1 \cdot \ln T$
所得彈性	—	$\varepsilon_{ENG,Y} \equiv \frac{\partial \ln ENG_t}{\partial \ln Y_t}$ $= \gamma_3 \cdot \ln Y_{t-1} = 0.064 \cdot \ln Y_{t-1}$	$\varepsilon_{P,Y} \equiv \frac{\partial \ln P}{\partial \ln Y}$ $= (\alpha_1 + \alpha_3 \cdot \ln T) \gamma_3 \cdot \ln Y_{t-1}$
貿易條件彈性	$\varepsilon_{Y,TOT} \equiv \beta_5 = 2.058$	$\varepsilon_{ENG,TOT} \equiv \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln TOT}$ $= \beta_5 \cdot \gamma_3 \cdot \ln Y_{t-1}$	$\varepsilon_{P,TOT} \equiv \frac{\partial \ln P}{\partial \ln TOT}$ $= (\alpha_1 + \alpha_3) \cdot \beta_5 \cdot \gamma_3 \cdot \ln Y_{t-1} \cdot \ln T$

<sup>65</sup> 為探討最適政策工具對節能減排與經濟之影響，本文設計之 GDP 模型、能源消費模型及二氧化碳排放模型，由實證結果計算出各年不同的彈性值，以觀察歷年彈性變動趨勢。

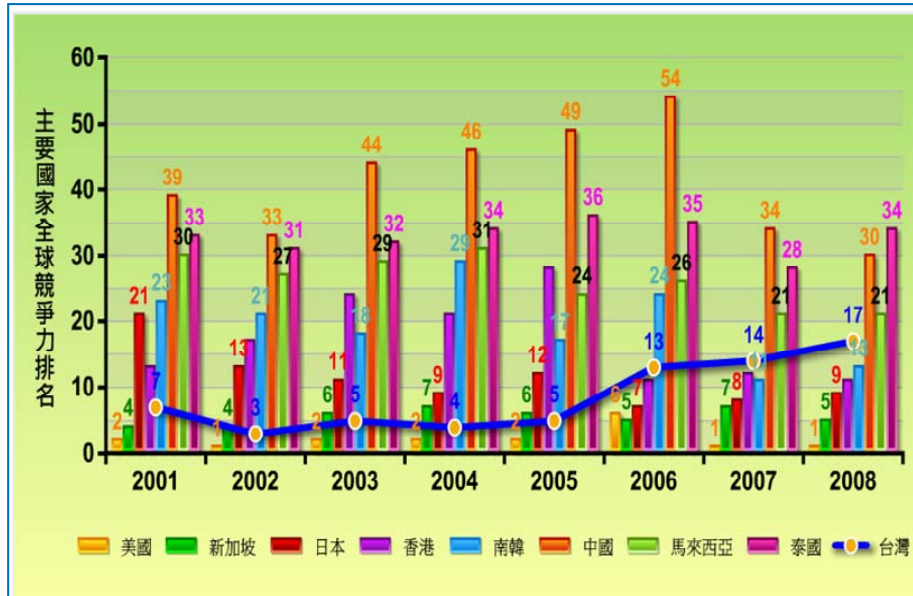


圖 3-14. 主要國家全球競爭力的變動趨勢  
資料來源：黃宗煌（2009）。

### （三）GDP 的貿易條件彈性

GDP 的貿易條件彈性為 2.012，顯示改善貿易條件是提升我國 GDP 的重要策略之一。近年來，我國的競爭力逐年衰退（見圖 3-14），其與我國近幾年來經濟不振的現象相互照映。由此可知，以貿易為導向的小型開放國家，提升競爭力將實為當務之急。

## 二、能源消費的各項彈性

### （一）能源消費的環境稅（費）彈性

能源消費的環境稅（費）彈性之估計值如表 3-11 及圖 3-15 所示。環境稅（費）的影響主要係透過三種效果，一係影響能源消費之直接效果，此一效果極為顯著（因彈性值顯著地異於 0），隨著實質環境稅（費）率增加而減少；另一係由環境稅（費）影響 GDP，呈現負向顯著關係，但不顯著；最後是 GDP 影響能源消費之間接效果，呈現正向關係，其效果極為顯著（因彈性值顯著地異於 0）。由表 3-11 及圖 3-15 可見，

此一彈性相當穩定<sup>66</sup>，各年平均彈性約為-0.22，因此，台灣的環境稅（費）確有降低能源消費的效果。

表 3-11. 台灣能源消費的所得及政策工具彈性

年	$\varepsilon_{ENG,Y}$	$\varepsilon_{ENG,ENV TAX}$	$\varepsilon_{ENG,TARIF}$	$\varepsilon_{ENG,V_t}$	$\varepsilon_{ENG,V_{t-1}}$	$\varepsilon_{ENG,FUELP}$	$\varepsilon_{ENG,TOT}$
1992	0.70829	-0.219	0.275	-0.00019	0.00000	0.00000	1.42509
1993	0.71238	-0.219	0.276	-0.00118	-0.00038	-0.01941	1.43330
1994	0.71705	-0.220	0.278	-0.00051	-0.00235	-0.03076	1.44271
1995	0.72030	-0.220	0.279	0.00079	-0.00103	-0.03882	1.44924
1996	0.72331	-0.221	0.281	0.00190	0.00158	-0.04506	1.45531
1997	0.72721	-0.221	0.282	-0.00056	0.00380	-0.05017	1.46314
1998	0.73178	-0.222	0.284	-0.00321	-0.00111	-0.05449	1.47234
1999	0.73522	-0.222	0.285	0.00387	-0.00643	-0.05822	1.47926
2000	0.73784	-0.223	0.286	0.00560	0.00774	-0.06152	1.48453
2001	0.73959	-0.223	0.287	-0.00140	0.01120	-0.06447	1.48805
2002	0.73850	-0.223	0.287	0.00024	-0.00279	-0.06714	1.48585
2003	0.74136	-0.223	0.288	0.00157	0.00048	-0.06958	1.49163
2004	0.74293	-0.223	0.288	0.00308	0.00314	-0.07182	1.49478
2005	0.74515	-0.224	0.289	0.00415	0.00616	-0.07389	1.49924
2006	0.74590	-0.224	0.289	0.00201	0.00830	-0.07583	1.50075
2007	0.74791	-0.224	0.290	0.00104	0.00401	-0.07763	1.50479
平均	0.73217	-0.222	0.284	0.00108	0.00202	-0.05368	1.47313

資料來源：本文自行計算。

## (二) 能源消費的關稅彈性

能源消費之關稅彈性的估計值由表 3-11 及圖 3-15 所示，<sup>67</sup>顯見此一關稅彈性極為顯著（因為關稅對 GDP 的影響，以及 GDP 對能源消費的影響，二者皆極為顯著），也相當穩定，平均約為 0.284，其與能源消費的環境稅（費）彈性的絕對值相去無幾。

<sup>66</sup> 依本文計算 1992-2007 年台灣之環境實質稅(費)之變動極為平穩(約介於 NT\$2~3 百萬元 / 千公秉油當量)，因此所估算之實質環境稅費對能源消費的彈性乃呈現穩定狀態。

<sup>67</sup> 台灣的進口關稅平均實質稅率雖已逐年下降，但因若干內需型產業（如汽車業、家電業、重電機業等）仍需仰賴關稅保護，因而下降幅度有限(外交部 / 經濟部國際貿易局, 2008)。依本文估算 1992-2007 年實質關稅稅率約介於 1%至 5%之間，據此所推估的能源消費的關稅彈性乃呈現穩定趨勢。

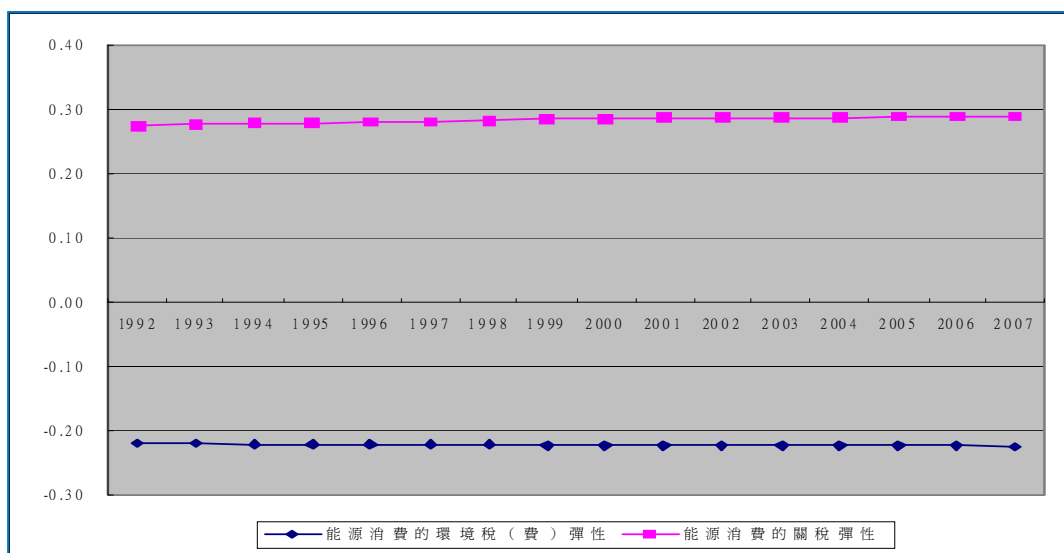


圖 3-15. 能源消費的環境稅（費）及關稅彈性：1992-2007 年

### （三）能源消費的國際原油價格變動率彈性

國際原油價格是否對國內能源消費造成影響，過去一直不受重視，主要是因為國內能源價格普受政府管制，實證結果也顯示此一效果並不顯著。不過，國際原油價格的變動率是否會影響國內能源消費，迄無實證研究可考。本研究之實證結果顯示，國際原油價格本期變動率彈性略小於前 1 期變動率彈性（見表 3-11）；不過，此二變動率彈性絕對值均不顯著（見表 3-8）。

### （四）能源消費的國內能源價格指數彈性

國內能源消費的能源價格彈性一直是各界關心的問題，本文首度以國內能源價格指數為對象，推估國內能源消費的價格指數彈性，其結果如圖 3-16 所示，可見能源價格指數彈性隨時間經過而下降（絕對值則遞增），平均約為  $-0.054$ （見表 3-11），換言之，國人對於能源價格上漲率的反應逐漸敏感，因此，國內能源價格合理化的節能效果應屬可期。

### （五）能源消費的貿易條件彈性

由表 3-11 及圖 3-17 所示，顯見此一彈性隨時間經過而緩緩提升，平均約為 1.47，由此可知，隨著貿易條件改善將導致能源消費呈現遞增趨勢。不過，由於 GDP 的貿



易條件彈性為 2.012（見表 3-10），因此，改善貿易條件並提升產業競爭力，將有助台灣 GDP 與能源需求的「相對脫鉤」。

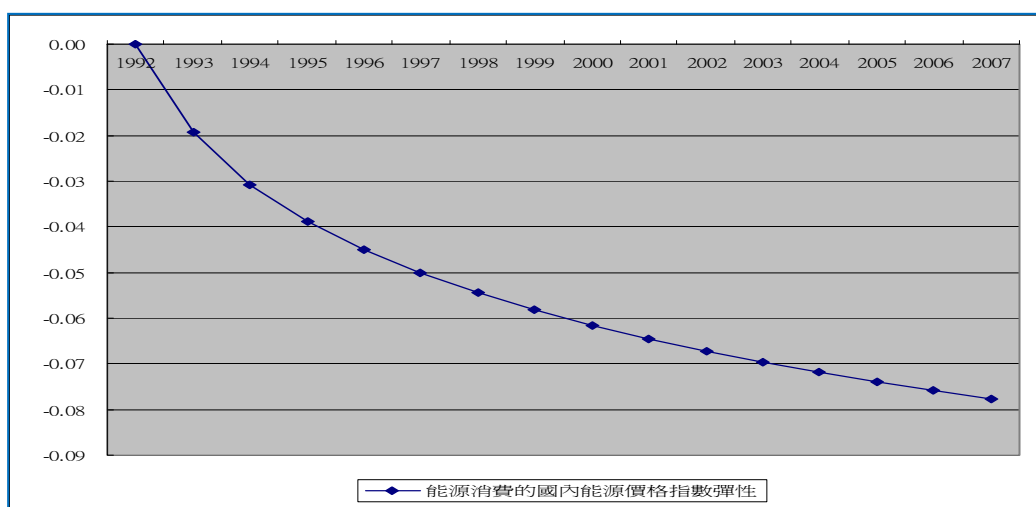


圖 3-16. 能源消費之國內能源價格指數彈性：1992-2007 年

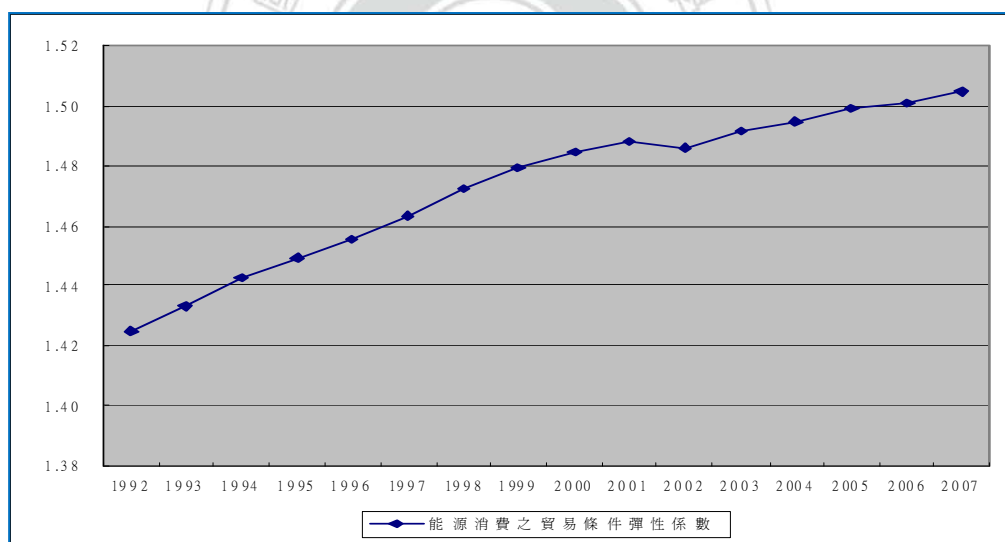


圖 3-17. 能源消費之貿易條件彈性：1992-2007 年

### （五）能源消費的所得彈性

能源消費之所得彈性的估計值由表 3-11 及圖 3-18 所示，由此可見，能源消費的所得彈性小於 1（平均約為 0.732），過去幾年來則有緩慢增長趨勢，略大於 CO<sub>2</sub> 排放的所得彈性（平均約為 0.729）。

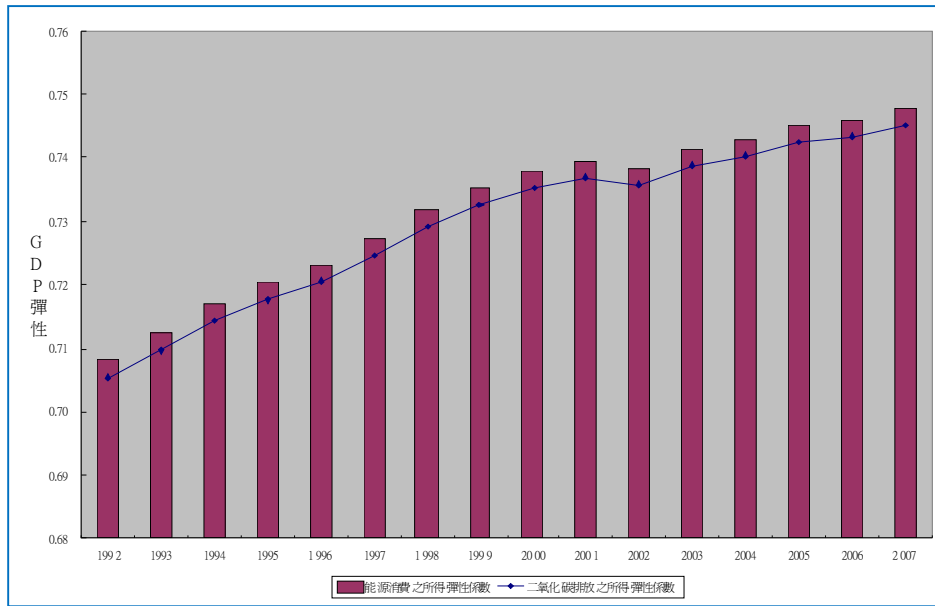


圖 3-18. 能源消費及 CO<sub>2</sub> 排放的所得彈性：1992-2007 年

### 三、CO<sub>2</sub> 排放之各項彈性

#### (一) CO<sub>2</sub> 排放的所得彈性

CO<sub>2</sub> 排放的所得彈性之估計值如表 3-12 及圖 3-18 所示，其變化趨勢與能源消費的所得彈性相似，過去幾年呈現緩慢增長趨勢，平均約為 0.73。此一結果顯示，GDP 與節能減排的關聯，只出現「相對脫鉤」，並不具有「絕對脫鉤」的現象<sup>68</sup>（因此環境顧志耐曲線（EKC）也未出現倒 U 型的特性）。未來若要落實經濟與能源及環境脫鉤的目標，勢須強化節能減碳的技術創新。

#### (二) CO<sub>2</sub> 排放之環境稅彈性

CO<sub>2</sub> 排放之環境稅彈性也相當穩定（見表 3-12 及圖 3-19），平均約為 -0.22（其絕對值大於 GDP 之環境稅彈性的絕對值 0.131）。據此可見，課徵環境稅（費）對於 CO<sub>2</sub> 排放與 GDP 的脫鉤，可望具有不錯的效果。

<sup>68</sup> 在特定期間內，當環境相關變數之成長率（如 CO<sub>2</sub> 排放量）為正值，但小於經濟變數（如 GDP）成長率，稱為「相對脫鉤」；若環境相關變數呈現穩定或遞減狀態，而經濟驅動率（如 GDP）為成長趨勢，稱為「絕對脫鉤」。(OECD, 2002)

表 3-12. 台灣 CO<sub>2</sub> 排放之各項彈性：1992-2007 年

年	$\varepsilon_{P,envtax}$	$\varepsilon_{P,tariff}$	$\varepsilon_{P,fuelp}$	$\varepsilon_{P,Y}$	$\varepsilon_{P,ENG}$	$\varepsilon_{P,tot}$
1992	-0.2179	0.2737	<b>0.00</b>	0.70546	0.99600	0.00000
1993	-0.2185	0.2753	<b>-0.02</b>	0.70963	0.99614	0.98971
1994	-0.2191	0.2772	<b>-0.03</b>	0.71434	0.99622	1.57896
1995	-0.2195	0.2784	<b>-0.04</b>	0.71762	0.99628	2.00144
1996	-0.2199	0.2796	<b>-0.04</b>	0.72065	0.99632	2.33333
1997	-0.2205	0.2811	<b>-0.05</b>	0.72456	0.99636	2.61163
1998	-0.2211	0.2829	<b>-0.05</b>	0.72914	0.99639	2.85416
1999	-0.2215	0.2842	<b>-0.06</b>	0.73259	0.99642	3.06435
2000	-0.2219	0.2853	<b>-0.06</b>	0.73521	0.99644	3.24945
2001	-0.2221	0.2859	<b>-0.06</b>	0.73697	0.99646	3.41333
2002	-0.2220	0.2855	<b>-0.07</b>	0.73590	0.99648	3.54938
2003	-0.2223	0.2866	<b>-0.07</b>	0.73877	0.99650	3.69247
2004	-0.2225	0.2873	<b>-0.07</b>	0.74034	0.99651	3.81947
2005	-0.2228	0.2881	<b>-0.07</b>	0.74256	0.99653	3.94154
2006	-0.2229	0.2884	<b>-0.08</b>	0.74332	0.99654	4.04867
2007	-0.2232	0.2892	<b>-0.08</b>	0.74533	0.99655	4.15630
平均	-0.2211	0.2831	<b>-0.05</b>	0.72952	0.99638	2.83151

資料來源：本文自行計算。

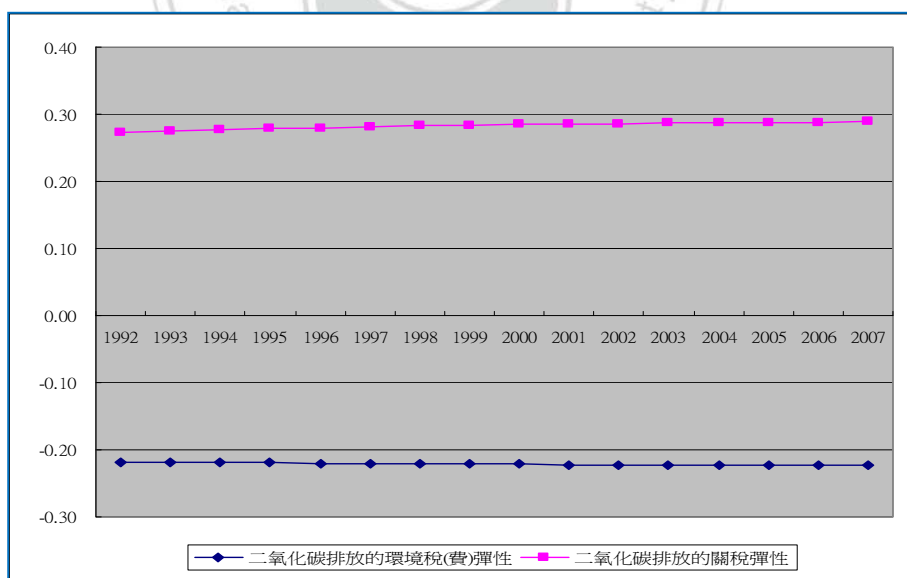


圖 3-19. CO<sub>2</sub> 排放之環境稅(費)彈性及關稅彈性：1992-2007 年

### (三) CO<sub>2</sub> 排放之關稅彈性

CO<sub>2</sub> 排放之關稅彈性的估計值如表 3-12 及圖 3-19 所示，此一彈性極為顯著（因為關稅對 GDP 的影響顯著，而 GDP 對能源需求的影響亦顯著），平均約為 0.283（與能源需求的關稅彈性相當）。據此可推論，調降進口關稅實質稅率有利於降低 CO<sub>2</sub> 排放。鑑於 GDP 的關稅彈性高達 0.388，因此，以降低關稅做為一種減排的政策工具，其減量成本似乎過高。

#### （四）CO<sub>2</sub> 排放之能源價格指數彈性

CO<sub>2</sub> 排放之能源價格指數彈性如表 3-12 及圖 3-20 所示，由此可見，此一彈性絕對值隨時間經過而提高，平均約為 -0.05（與能源需求之能源價格指數彈性相當），換言之，國內能源價格上漲的減排效果可望與日遽增。

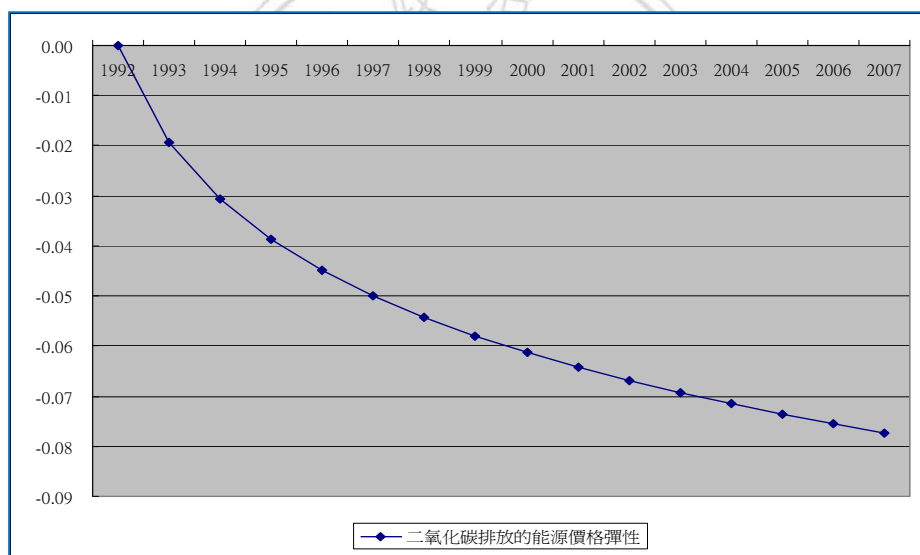


圖 3-20. CO<sub>2</sub> 排放的能源價格指數彈性：1992-2007 年

#### （五）CO<sub>2</sub> 排放之貿易條件彈性

CO<sub>2</sub> 排放之貿易條件彈性的估計值如表 3-12 及圖 3-21 所示，此一彈性值隨時間經過而遞增（平均約為 2.83），這表示改善貿易條件將導致 CO<sub>2</sub> 排放上升。由於此一彈性大於 GDP 的貿易條件彈性（2.012），因此，改善貿易條件並提升產業競爭力對於 GDP 與 CO<sub>2</sub> 減排的脫鉤，仍有一定難度。

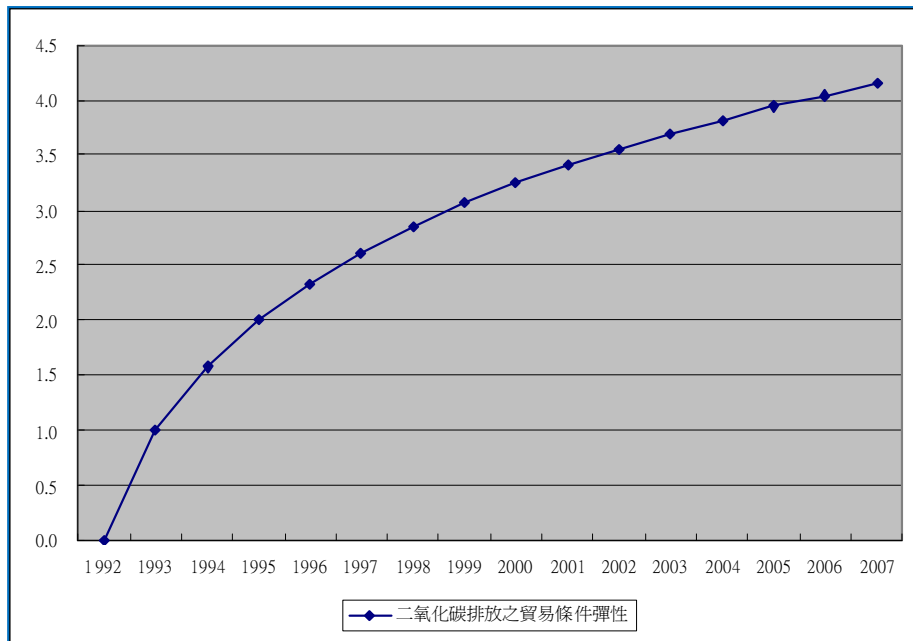


圖 3-21. CO<sub>2</sub> 排放的貿易條件彈性：1992-2007 年

### 3.5 結論與建議

人類經濟活動對於環境品質所造成的負面影響（包括危及人體健康、減損糧食生產、降低生活品質、破壞生態環境等），自 1990 年初期即已得到許多工業先進國家的重視，並紛紛立法改善環境品質，雖然過去有許多文獻對於經濟成長與環境品質，著重於探討是否符合 EKC 假說，但實證結果卻莫衷一是，使其推估面臨挑戰；再者，吾等認為此一假說因欠缺實質政策意涵，因此尤有必要著重於經濟與能源及環境之脫鉤政策之研擬，是以，如何運用政策工具與能源價格的 3E 效果分析，頗值探討。

本文設定的 3E 模型，係根據先進國家為實現雙紅利之經濟與環境目標所實施之政策工具，以及彙整相關文獻探討環境稅、貿易條件、關稅等政策工具，以及能源價格，對於經濟與環境之影響。吾等依上開模型之實證結果，估算台灣 3E 各項彈性係數（包括 GDP、能源需求，及 CO<sub>2</sub> 排放等各項政策彈性係數），並分析其政策意涵，據此研擬未來針對經濟與能源及環境之脫鉤策略，包括：

1. 依據本文估算的環境稅（費）彈性可見，現行之環境稅雖不足以衍生雙紅利，其節能減碳效果卻屬樂觀。

2. 改善貿易條件並提升產業競爭力雖然有助於增長 GDP，但也同時造成 CO<sub>2</sub> 排放與能源需求的增加，惟 GDP 增幅大於後者，顯見有「相對脫鉤」的現象。
3. 調降進口關稅實質稅率有利於降低能源需求與 CO<sub>2</sub> 排放（關稅彈性大約為 0.28），但對 GDP 卻有負面衝擊（GDP 的關稅彈性高達 0.388），因此，以降低關稅做為一種減排的政策工具，其減量成本似乎過高。
4. 能源價格提升對於節能減碳的效果確實不容忽視，這使「藉由能源價格合理化達到節能減碳」的訴求，得到實證上的支持。唯一需要注意的是，能源價格合理化將無可避免地提高能源價格，對於經濟成長、產業部門與消費者負擔的影響，仍須隨時密切觀察。
5. 近年來國際能源價格飆漲，震盪幅度極高，不過實證結果顯示，對能源需求迄無顯著的影響。此與國內能源價格受到類如「凍漲」的政策性干預有關。

## 參考文獻

行政院環境保護署 (2008)。「土壤及地下水污染整治基金來源與用途表」，行政院環境保護署。取自：<http://sgw.epa.gov.tw/public/?ctype=B&cid=public&oid=www>。

行政院環境保護署 (2008)。「民國 85-96 年空氣污染防治費收入及支出明細表」，行政院環境保護署。取自：<http://air.epa.gov.tw/Public/Main.aspx>。

吳珮瑛、劉哲良、蘇明達 (2006)。「由永續發展概念到生活品質內涵的檢視－台灣 EKC 的再檢驗與 SKC 的呈現」，《農業經濟叢刊》第 12 卷第 1 期，頁 61-103。

何金巡、林建甫、周麗芳 (2007)。「油價、景氣與政府財政的總體經濟計量分析」，《農業與資源經濟》第 4 卷第 1 期，頁 25-80。

周婉玲、黃宗煌 (2008)。「環境稅費之雙紅利假說」，《碳經濟》，No. 14, 頁 23- 42。

林盈均(2005)。《能源使用效率之衡量與溫室氣體減量工具的影響》，清華大學經濟系碩士論文。

林建甫 (2006)。「台灣總體經濟金融模型之建立」，《中央銀行季刊》第 28 卷第 1 期，

頁 5-41。

林建甫、周麗芳、何金巡 (2005)。「建構台灣總體計量模型：油價、景氣與政府財政的總體經濟計量分析」，總體經濟計量模型研討會，高雄大學。

林珮筠 (2008)。「能源相關稅制對溫室氣體減量之成效探討－歐洲 15 國之實證研究」，碩士論文，國立政治大學財政研究所。

財政部統計處 (2009)。財政統計年報，財政部統計處編印。

財政部賦稅署 (2009)。「綠色稅制之研究」，行政院賦稅改革委員會研究報告。

梁啓源 (2007)。「全球油價走勢及其對台灣經濟的影響與因應政策」，2007 年總體經濟計量模型研討會。

梁靜云 (2008)。「移動污染源空氣污染減量之政策工具－台灣地區實證研究」，碩士論文，國立政治大學財政研究所。

陳明郎 (2001)。「總體經濟學」，學富文化事業有限公司印製。

黃宗煌 (2009)。「京都議定書經濟影響評估模型之建立、持續維護及調整 (4/5)」，經建會委託專案研究計畫報告

黃宗煌 (2010)。「京都議定書經濟影響評估模型之建立、持續維護及調整 (5/5)」，經建會委託專案研究計畫期中報告

黃宗煌、蔡攀龍、李蕙君 (1997)。「貿易政策對環境的影響」，《台灣經濟預測與政策》28(1)，頁 133-170。

黃宗煌、鄧秀玲 (2003)。「環境顧志耐曲線的斜率以及關稅的環境效果」，未發表論文。

黃耿信、單珮玲、黃宗煌 (2008)。「CO<sub>2</sub> 排放與經濟成長脫鉤的機制」，經濟部能源局委託研究成果發表會《永續能源發展、排放交易與競爭力》。

楊維娟、周登陽、陳正良 (2007)。「跨國污染與貿易同盟」，《農業經濟叢刊》第 12 卷第 2 期，頁 297-324。

經濟部能源局 (2009)。能源統計月報，經濟部能源局。取自：  
<http://www.moeaec.gov.tw/opengovinfo/Plan/all/WorkStatisticsAll.aspx>。

簡慧貞、黃宗煌 (2003)。「脫鉤—當經濟成長遇上環境負荷」，行政院國家永續發展委員會，行政院環境保護署：《與地球對話—永續台灣》。

Andreoni, J. and A. Levinson (2001). "The Simple Analytics of Environmental Kuznets

- Curve.” *Journal of Public Economics* 80, 269-286.
- Baumol, W.J. and W.E. Oates (1988). *The Theory of Environmental Policy*, Cambridge University Press.
- Bruvoll, A. and M.L. Bodil (2004). “Greenhouse Gas Emissions in Norway: Do Carbon Taxes Work?” *Energy Policy* 32, 493-505.
- Bruvoll, A. and H. Medin (2003). “Factors Behind the Environmental Kuznets Curve.” *Environmental and Resource Economics* 24: 27-48.
- Bruyn, de S.M., J.C.J.M. van den Bergh and J.B. Opschoor (1998). “Economic Growth and Emissions: Reconsidering the Empirical Basis of Environmental Kuznets Curves.” *Ecological Economics* 25, 161-175.
- Copeland, B. R. and M. S. Taylor (2004). Trade, “Growth, and the Environment.” *Journal of Economic Literature*, XLII: 7-71.
- Ederington, J. and M. Jenny (2003). “Is Environmental Policy a Secondary Trade Barrier? An Empirical Analysis.” *Canadian Journal of Economics* 36(1): 137-154.
- Essen, C.V. (2009). *Carbon Taxation – A Forgotten Climate Policy Tool?* Published by Global Utmaning, Stockholm.
- European Environment Agency (2008). *Annual European Community Greenhouse Gas Inventory 1990 – 2006 and Inventory Report 2008*.
- European Commission (2007). *Taxation in the European Union Data for the EU Member States and Norway*, Eurostat Statistical Books.
- Fullerton, D., L. Andrew and S. Smith (2008). “Environmental Taxes,” *NBER Working Paper* 14197.
- Galeotti, M., M. Manera and L. Alessandro (2009). “On the Robustness of Robustness Checks of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis.” *Environmental and Resource Economics* 42, 551-574.
- Glasure, Y.U. and A.R. Lee (2002). “The Impact of Oil Prices on Income and Energy.” *International Advanced in Economic Research* 8(2), 148-154.
- Goodstein, E. (2003). “The Death of the Pigovian Tax? Policy Implications from the Double-Dividend Debate.” *Land Economics* 79(3), 402-414.
- Goulder, L.H. (1995). “Environmental Taxation and the Double Dividend: A Reader’s Guide.” *International Tax and Public Finance* 2(2), 157-183.
- Grossman, G.M. and A.B. Krueger (1995). “Economic Growth and the Environment.” *The Quarterly Journal of Economics* 110, 353-377.



- Huang, C.H. and P.L. Shan and C.W. Yang (2009). "Measurement of Energy Efficiency in Taiwan and Its Relevance to CO<sub>2</sub> Decoupling." presented at the *Workshop on Innovations in Energy Efficiency*. Stanford University, California.
- Hung, M. F. and D. Shaw (2004). "Economic Growth and the Environmental Kuznets Curve in Taiwan: A Simultaneity Model Analysis." In *Human Capital, Trade and Public Policy in Rapidly Growing Economies, From Theory to Empirics*, Michele Boldrin, Been-Lon Chen, and Ping Wang (eds.), 269-290.
- Jasen, H. and G. Klaassen (2000). "Economic Impacts of the 1997 EU Energy Tax: Simulations with Three EU-Wide Models." *Environmental and Resource Economics* 15, 179-197.
- Johnstone, Nick (1995). "Commentary Trade Liberalization, Economic Specialization and the Environment." *Ecological Economics* 14, 165-173.
- Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality." *American Economics Review* 45(1), 1-28.
- Liu, C.C. (2007). "An Extended Method for Key Factors in Reducing CO<sub>2</sub> Emissions." *Applied Mathematics and Computation* 189, 440-451.
- Managi, S. and P.R. Jean (2008). "Environmental Productivity and Kuznets Curve in India." *Ecological Economics* 65, 432-440.
- OECD (2005). *Policies to Reduce Greenhouse Gas Emissions in Industry: Implications for Steel*.
- OECD (2002). *Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressure from Economic Growth*. OECD.
- OECD (2006). *The Political Economy of Environmentally Related Taxes*, OECD.
- Schipper, L., F. Unander, S. Murtishaw, and M. Ting (2001). "Indicators of Energy Use and Carbon Emissions: Explaining the Energy Economy Link." *Annual Review of Energy and Environment* 26, 49-81.
- Selden, T.M., A.S. Forrest and J.E. Lockhart (1999). "Analyzing the Reductions in U.S. Air Pollution Emissions: 1970 to 1990." *Land Economics* 75(1), 1-21.
- Sterner, T. (2007). "Fuel Taxes: An Important Instrument for Climate Policy." *Energy Policy* 35, 3194-3202.
- Sun, J.W. (1999). "The Nature of CO<sub>2</sub> Emission Kuznets Curve." *Energy Policy* 27: 691-694.
- Tapio, P. (2005). "Towards a Theory of Decoupling: Degrees of Decoupling in the EU and the Case of Road Traffic in Finland Between 1970 and 2001." *Transport Policy* 12:

137-151.

Vollebergh, H.R.J (2008). "Lessons from the Polder: Energy Tax Design in the Netherlands from a Climate Change Perspective." *Ecological Economics* 64, 660-672.

Zaim, O. and F. Taskin (2000). "A Kuznets Curve in Environmental Efficiency: an Application on OECD Countries." *Environmental and Resource Economics* 17, 21-36.



## 4. 能源使用與產出技術效率的評估：

### 隨機邊界模型之應用

#### 4.1 緒論

##### 一、研究動機

2002 年在南非約翰尼斯堡舉行之「永續發展世界高峰會」(World Summit on Sustainable Development)中，能源是五大主題之一，會中明確揭櫫提升能源效率對於促進永續發展的重要性；氣候變化綱要公約(UNFCCC)與京都議定書(Kyoto Protocol)也確立經由改善能源效率以減少溫室氣體排放的必要性；許多政府和產業組織(包括半導體、面板、家電、汽車、石化、煉鋼、水泥等)更為提高能源效率標準而致力於產業轉型。

提高能源效率是我國六項能源政策方針之一。政府一向鼓勵使用高效率的能源及降低能源需求的技術，來抑制 CO<sub>2</sub> 的排放，「中華民國永續發展策略綱領」及「行政院永續發展推動計畫」均主張推動全面節約能源及提升能源效率。2008 年的「永續能源政策綱領」表明：『永續能源政策的基本原則將建構「高效率」、「高價值」、「低排放」及「低依賴」的「二高二低」能源消費型態與能源供應系統』，其中「高效率」即指「提高能源使用與生產效率」。我國「溫室氣體減量法草案」亦明訂：『溫室氣體排放源及排放實體排放之溫室氣體排放量應符合溫室氣體效能標準』，『目的事業主管機關應檢討及調整國家能源、產業及運具結構政策，依政策調整結果訂定高耗能產業比例、高碳類燃料比例及高耗能運具比例與預定達成期程，經評估無法達成指標時，得限制或禁止高耗能產業之設置及操作、限制高碳類燃料之輸入及使用、限制高耗能運具之輸入、製造及販賣。』由此可知，提升能源效率是節能減碳議題中的最佳雙贏策略。

因此，許多國家都就能源生產力或能源密集度訂定具體目標。例如丹麥的 Energy 21 計畫訂定 1994 年至 2005 年以及 1994 年至 2012 年能源密集度必須降

低 25%以及 34%；盧森堡在 1998 年的永續發展國家計畫(National Plan for Sustainable Development)要求能源密集度在 1993 年至 2010 年要降低 20%；2002 年奧地利永續發展策略(Austrian Strategy for Sustainable Development)預定能源密集度每年降低 1.6%。

就我國而言，1998 年全國能源會議的結論指出，2010 年以前整體經濟的能源效率平均每年需改善 1.2%，2010 年至 2020 年平均每年改善 1%；若以能源生產力計算，在此兩期間分別應提升 8%至 24%。「永續能源政策綱領」更明訂能源效率與能源密集度的目標：未來 8 年每年提高能源效率 2%以上，使能源密集度在 2015 年較 2005 年下降 20%以上；並藉由技術突破及配套措施，在 2025 年下降 50%以上。

由以上說明可見提升能源效率的重要性，但能源效率應如何衡量呢？UNFCCC 在 2008 年的 COP14 會議中首度呼籲各國關注此一課題，使能源效率的衡量問題重新引起各界重視。一般而言，大多數國家都以能源密集度(energy intensity)或能源生產力(energy productivity)做為衡量總體層級的能源效率指標<sup>69</sup>，前者係指每一單位 GDP 所使用的能源投入量，後者則為每一單位能源使用量所產生的 GDP，兩者互為倒數關係。

從圖 4-1 可見，台灣的能源密集度及能源生產力隨時間經過而起伏甚大，不足以精準地反映能源效率的一般趨勢。一般而言，能源效率應該具有長期穩定改善的特性，主要原因有三：(1)能源使用的技術一直在進步，不會有技術退步的現象；(2)能源使用者的經濟理性不至於朝三暮四，前後應當有一致性；(3)產業結構縱有變遷而影響能源使用，但也不太可能在短期內發生巨大變動。

事實上，能源密集度或能源生產力都不是衡量能源效率的適當指標，原因如下：

---

<sup>69</sup> 台灣亦復如此。此二指標之所以常被使用是因為概念簡單易懂，資料的取得與計算都相當容易，大都來自官方統計。

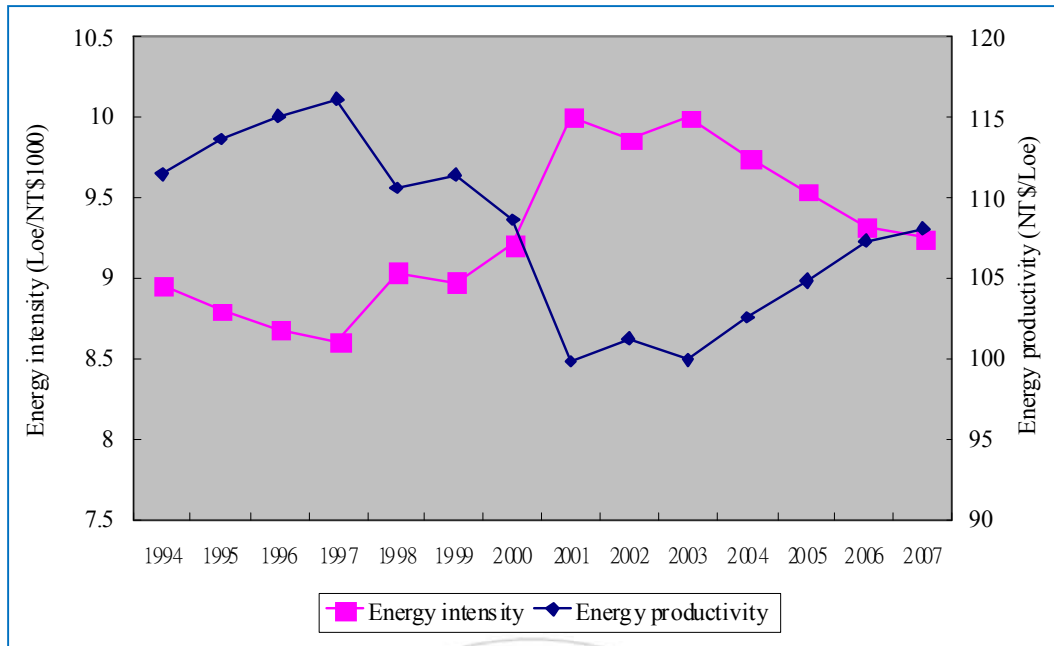


圖 4-1. 台灣的能源密集度與能源生產力走勢

- (1) GDP 係全國各產業部門生產之附加價值的總和，舉凡國內資本存量、人力資本、產業結構變動、能源價格波動、技術進步、企業的競爭力等因素，都會影響 GDP，故 GDP 的多寡不宜全部歸功於能源單一要素的貢獻。因此，GDP 與能源使用量之間的關係必須經過審慎的計量檢定，方能正確呈現二者之間的穩定關係。
- (2) 能源生產力通常只適合衡量整體經濟社會或個別產業部門為達一個特定水準之 GDP 的能源成本有效性(cost effectiveness)，<sup>70</sup>而不足以反映個別生產要素(例如能源、勞動、資本等)的使用效率。
- (3) 能源生產力指標或可反映產業部門間之能源平均報酬的差異，卻無法反映廠商在資源配置上的效率，更無法用以衡量生產設備的能源效率。
- (4) 掌握能源效率的驅動力是至關重要的議題，為了分析能源效率變動的驅動力，文獻上常利用因素分解法(decomposition approach)將能源密集

<sup>70</sup> 假設能源使用量為  $E$ ，則能源生產力  $EP = GDP/E$ ，因此，為達一個特定水準的 GDP，所使用的能源越多（隱含能源支出多），EP 便越小；反之，EP 便越大。因此，EP 的大小適足以反映「為達一定 GDP 所付出之能源成本（= $wE$ ）的大小」。此即成本有效性的概念。

度或能源生產力拆解成產出效果、結構效果、密集度效果等(Ang, 1994; Liu *et al.*, 1992), 藉以刻劃能源使用與經濟活動的關係。惟拆解的方式因個案而異, 往往過於天真(*naïve*), 而且很難得到實證結果的支持<sup>71</sup>。

(5) 各國計算 GDP 的差異也使得能源效率的跨國比較缺乏一致性的基礎。

鑒於傳統能源效率指標的缺失, 本文以台灣 4 個部門別為對象, 建構一個 panel data (1992~2008 年度), 並應用依據 Battese and Colelli (1995)所提出的縱橫資料的隨機邊界法, 建立並推估 GDP 的隨機生產邊界 (stochastic production frontier, SPF)及能源的隨機需求邊界模型(stochastic demand frontier, SDF), 藉以衡量台灣地區農業、工業、服務業及運輸業等部門的生產技術效率 (technical efficiency, TE) 與能源需求效率 (demand efficiency, DE)。

## 4.2 理論基礎

### 4.2.1 技術效率與配置效率之衡量

根據 Farrell (1957), 「技術效率」可從產出面及投入面兩個角度來觀察。就產出面而言, 在技術水準不變的情況下, 如欲增加任一種產品的產量, 則須以減少他種產品的產量為代價, 此時生產即達到技術效率。就投入面而言, 在技術水準不變的情況下, 如欲減少任一種投入的使用量, 必須以增加他種投入的使用量為代價, 此時亦達到技術效率。

生產時, 除了要講求技術效率之外, 如何有效率地組合各生產要素, 以達成成本有效性 (cost effective) 也是重要的決策。配置效率 (亦稱「價格效率」(price efficiency, PE)) 即是用以衡量要素組合是否符合成本有效性的指標。在一定的產量下, 如果任二投入之邊際產出量的比例等於投入價格的比例時, 即可稱之為達

---

<sup>71</sup> 例如有些研究在決定拆解方式後 (例如  $Z = A \times B \times C$ ), 再進行迴歸分析 (例如推估  $\ln Z = \alpha \ln A + \beta \ln B + \gamma \ln C$ ), 實證結果通常顯示各係數推定值均不等於 1, 故有違拆解法的內涵。

到配置效率；此時為達一定產出量所需成本最低。<sup>72</sup>

根據 Farrell (1957) 的理念，吾人可以圖 4-2 說明衡量  $TE$  與  $AE$  的方式如下。假設 GDP 生產函數為  $Q = f(N, K)$ ，其中  $Q$  代表 GDP， $N$  與  $K$  分別代表能源與資本的投入量。圖 4-2 之曲線  $Q_0 = f(N_0, K_0)$  代表 GDP 為  $Q_0$  之等產量曲線 (isoquant)，直線  $K_0D$  則代表在一定要素價格下的等成本線 (isocost curve)，二者之切點  $F$  及代表為達到既定產出水準 ( $Q_0$ ) 之成本最小化的要素組合，故稱之為具有配置效率的組合。

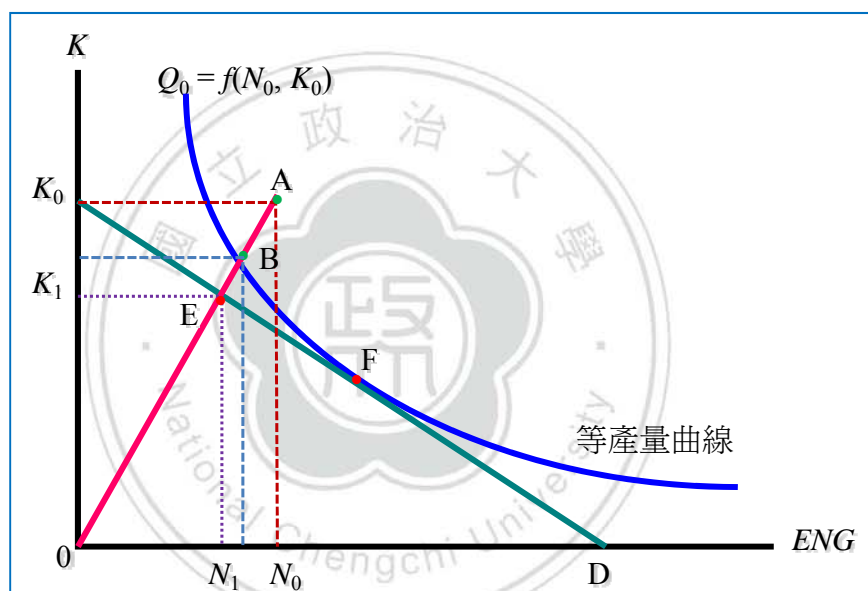


圖 4-2. Farrel 的技術、分配與成本效率之衡量

假設廠商在生產所使用的技術如  $A_0$  所示，亦即兩要素的使用比例為固定值（故生產技術具有固定規模報酬的特性）；此外，假設該廠商生產  $Q_0$  時實際使用的要素組合為  $A$  點所示，則可視之為「不具技術效率」，因為在相同的技術下，如能選用較少的要素組合（如等產量曲線上之  $B$  點所示），亦可達到相同的產出水準。而在最低成本的條件下，廠商在同一技術下所能選用的要素組合則為  $E$

<sup>72</sup>  $TE$  與  $AE$  之乘積則稱為「經濟效率」(economic efficiency,  $EE$ ) 或「成本效率」(cost efficiency,  $CE$ )，亦即： $EE = TE \times AE$ 。

點。

故吾人可以  $B_0$  與  $A_0$  的比值來衡量使用要素組合  $A$  而產出  $Q_0$  之廠商的「技術效率」，亦即  $TE_A = B_0/A_0 < 1$ ，換言之，只要技術效率值小於 1，即可視之為「不具技術效率」（ $B$  點的技術效率值則等於 1，因此， $TE$  值越低，表示技術效率越低）。至於配置效率，則以  $E_0$  與  $B_0$  的比值衡量之，亦即  $AE_A = E_0/B_0 < 1$ 。同理， $AE$  值越低，表示配置效率越低。<sup>73</sup>

#### 4.2.2 能源之需求效率的衡量

$TE$  與  $AE$  這兩個效率指標均以要素組合的產出或成本做為衡量的基礎，並未單純地反映能源的使用效率（需求效率）。就理論而言，吾人可以使用能源之邊際產值  $VMP_{ENG}$  與能源價格（ $q$ ）之差距的絕對值（亦即  $|VMP_{ENG} - q|$ ）來衡量能源需求效率。此一概念可以廠商的能源需求曲線（亦即  $VMP_{ENG}$  曲線）說明如下。

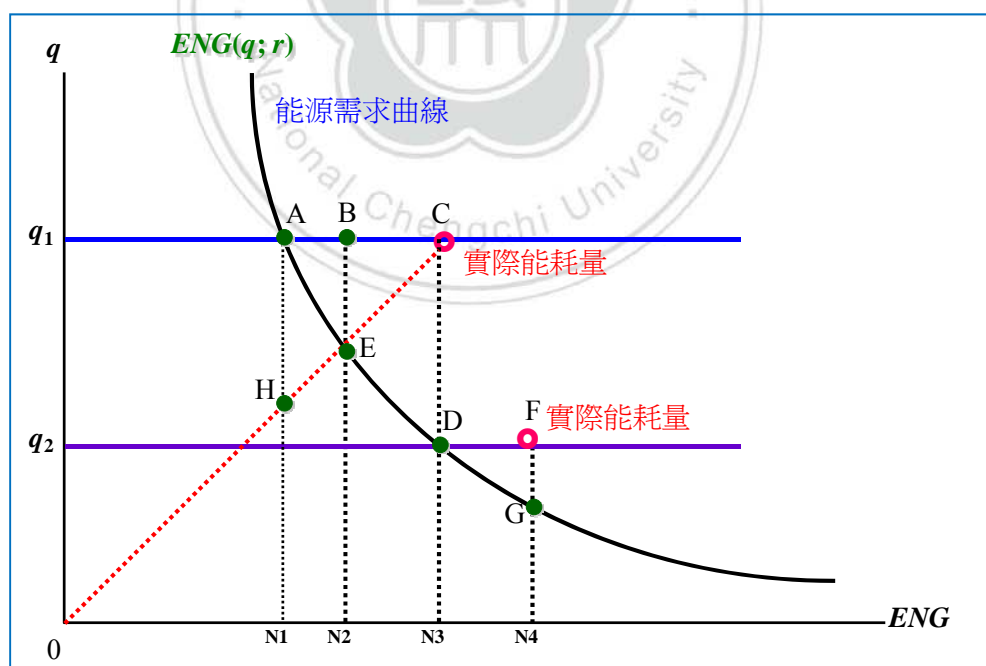


圖 4-3. 能源需求曲線與需求效率的衡量

<sup>73</sup> 因此，「經濟效率」或「成本效率」為  $EE_A = E_0/A_0 < 1$ 。



圖 4-3 之  $ENG(q, r)$  曲線代表家庭的用電需求曲線，其中  $q$  與  $r$  分別代表能源與資本的價格。當能源價格為  $q_1$  時，具有需求效率的需求量為  $N_1$  (對應 A 點)，但實際觀察到的用電量可能是  $N_3$  (對應 C 點)，邊際產值相當於  $q_2$ ，因此，二者間的差距 ( $|VMP_{ENG}^C - q| = |q_2 - q_1| = DC$ ，代表廠商在現有價格下，因能源使用缺乏效率所造成的邊際效益損失，故可用以衡量需求效率<sup>74</sup>。

應用此一指標來衡量能源效率時，易受廠商所使用的其他要素（如資本）是否有效率的影響。換言之，圖 4-3 的要素需求曲線理應是在其他要素使用量為最適的情況下，否則 C 點的需求效率將高於  $DC$ ，也可能低於  $DC$ ，端視其他要素的實際用量而定。

#### 4.2.3 隨機邊界與效率的衡量

##### 一、隨機生產邊界(SPF)

隨機邊界的概念首先由 Aigner, Lovell and Schmidt (1977) 及 Meeusen and van den Broeck (1977) 提出，隨機生產邊界與一般生產函數的主要差異點之一，在於前者扣減了一項非負的隨機變數，用以衡量生產的技術效率(Coelli *et al.* 2005)。在模型中之隨機變數的分配型態設定之後，即可據以推導模型的概似函數。將此概似數以數值方法極大化之後，即可得到模型參數的最大概似估計值(陳怡仁、王泓仁，2009)。

Battese and Coelli (1995) 就縱橫資料(panel data) 設定隨機邊界生產函數模型如下：

$$Y_{it} = \exp(x_{it}\beta + V_{it} - U_{it}) \quad (4-1)$$

$$U_{it} = z_{it}\delta + W_{it} \quad (4-2)$$

<sup>74</sup> 黃宗煌(2009)曾建議採用「實際用電量與有效率之用電量的比值」(亦即  $N_3 / N_1 = C0/H0 > 1$ ) 衡量之。同理，當能源價格為  $q_2$ ，而實際能耗量為  $N_4$  時，則能源需求效率為  $N_4 / N_3$ 。

式中， $y_{it}$  表示第  $i$  家廠商 ( $i=1,2,\dots,N$ ) 在第  $t$  期間 ( $t=1,2,\dots,T$ ) 的生產； $x_{it}$  係  $1 \times k$  之投入要素向量，表示第  $i$  家廠商在第  $t$  期間生產的投入要素和其他的解釋變數； $\beta$  係  $K \times 1$  須估算之未知參數； $V_{it}$  假設為生產過程之隨機誤差，係廠商無法控制的部分，呈常態分配 (即  $V_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$ ) 且與  $U_{it}$  為獨立不相關； $U_{it}$  係生產技術匱效率，為非負的隨機誤差 (non-negative random variable)，且符合截斷性 (truncation) 常態分配，其分配形式為  $N(m_{it}, \sigma_u^2)$ ，其中  $m_{it} = z_{it}\delta$ ， $z_{it}$  表示影響廠商匱效率之因素向量 (為  $1 \times m$  的變數向量)， $\delta$  (為  $m \times 1$  的未知參數向量) 表示技術匱效率外生解釋變數之待估參數。式(4-1)及式(4-2)之技術匱效率邊界模型在於解釋技術的改變可隨著不同時點與不同廠商而變動。

式(4-1)為設定的隨機生產邊界函數，式(4-2)為組合誤差項，表示實際產出與潛在最大產出之差異，係由一組外生的解釋變數 ( $z_{it}$ ) 與隨機誤差項 ( $w_{it}$ ) 組成，由於  $U_{it}$  符合  $N(z_{it}\delta, \sigma^2)$ ，即非負的截斷性分配，其截斷點為  $-z_{it}\delta$ ，也就是  $W_{it} \geq -z_{it}\delta$ 。式(4-1)中，假設  $U_{it} = 0$  時，可稱為邊界產出 (frontier output)，可寫成

$$Y_{it}^* \equiv \exp(x_{it}\beta + V_{it})$$

大部分隨機邊界分析係預測生產之匱效率，通常係以產出導向 (output-oriented) 來衡量技術效率 (technical efficiency)，其計算方式為實際觀察到的產出 (即隨機邊界產出) 對邊界產出之比率：

$$TE_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it}^*} = \frac{\exp(x_{it}\beta + V_{it} - U_{it})}{\exp(x_{it}\beta + V_{it})} = \exp(-U_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - W_{it}), \quad 0 \leq TE_{it} \leq 1$$

上開模型利用最大概似法可同時估計隨機邊界模型和技術匱效率的參數，其概似函數變異數參數可以表示為： $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  及  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ ，其虛無假設可設定為  $H_0: \gamma = 0$ ，當接受虛無假設時，代表  $\sigma_u^2 = 0$ ，換言之，生產的變動將純粹起因於隨機因素，而與人為的匱效率無關。其利用最大概似法估計的 3 個步驟如下：(Coelli et al. 1996, 2005)

(1) 由普通最小平方法 (OLS) 估計出式(4-1)之  $\beta$  的參數值 ( $\beta$ -parameters)，

但  $\beta_0$  和  $\sigma^2$  等參數值則利用下列調整式來改正 OLS (Corrected Ordinary Least Square, COLS) 之殘差項，其他的參數值 ( $U, \delta$ ) 則設定為 0：

$$\ln(y_i) = (\bar{\beta}_0 + \text{Max}(e_i)) + \bar{\beta}_1 \ln(x_{1i}) + \dots + \bar{\beta}_K \ln(x_{Ki}) + (e_i - \text{Max}(e_i)) \quad (4-3)$$

上式中， $\text{Max}(e_i)$  為 OLS 殘差之最大值。

(2) 利用 two-phase grid 找到  $\gamma$  的估計值，根據  $\gamma$  的定義及其估計值，可求出  $\sigma_e^2$  的估計式。

(3) 依據第 2 步驟中的 grid 找到的值，利用 DFP 法 (Davidon-Fletcher-Powell Quasi-Newton) 作為遞迴程序的起始值，以獲得最後各參數的最大概似估計值。

## 二、隨機成本邊界(SCF)

隨機成本邊界模型與一般成本函數模型的主要差異點之一，在於前者增加了一項非負的隨機變數，用以衡量要素組合的配置效率。同理，吾人，可利用最大概似法推估隨機成本邊界，並估算出配置效率。

假設廠商在成本極小化前提下，採用成本邊界法以估計其成本效率， Battese and Coelli (1995) 就縱橫資料(panel data) 設定隨機成本邊界函數如下：

$$C_{it} = \exp(x_{it}\beta + V_{it} + U_{it}) \quad (4-4)$$

$$U_{it} = z_{it}\delta + W_{it} \quad (4-5)$$

式中， $C_{it}$  表示第  $i$  家廠商 ( $i=1,2,\dots,N$ ) 在第  $t$  期間 ( $t=1,2,\dots,T$ ) 的成本； $x_{it}$  係  $1 \times K$  之投入要素向量，表示第  $i$  家廠商在第  $t$  期間的投入要素和其他的解釋變數； $\beta$  係  $K \times 1$  須估算之未知參數； $V_{it}$  假設為隨機誤差項，係廠商無法控制的部分，呈常態分配 (即  $V_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$ ) 且與  $U_{it}$  為獨立不相關； $U_{it}$  係成本匱效率，為非負的隨機誤差(non-negative random variable)，且符合截斷(truncation)常態分配，

其分配形式為  $N(m_{it}, \sigma_u^2)$ ，其中  $m_{it} = z_{it}\delta$ ， $z_{it}$  表示影響廠商匱效率之因素向量(為  $1 \times m$  的變數向量)， $\delta$  (為  $m \times 1$  的未知參數向量)表示匱效率外生解釋變數之待估參數。式(4-4)及式(4-5)之成本匱效率邊界函數在於解釋成本的改變可隨著不同時點與不同廠商而變動。假設  $U_{it} = 0$  時，可稱為最小成本邊界 (minimum cost frontier)可寫成：

$$C^* = C^*(y, w)\exp(v_i)$$

衡量的成本效率 (cost efficiency)為實際觀察到的隨機成本邊界對最小成本邊界之比率：

$$CE_{it} = \frac{C_{it}}{C_{it}^*} = \frac{\exp(x_i\beta + V_{it} + U_{it})}{\exp(x_i\beta + V_{it})} = \exp(U_{it}) = \exp(z_{it}\delta + W_{it})，CE_{it} \geq 1$$

上開模型利用最大概似法可同時估計隨機邊界模型和成本效率的參數，其概似函數變異數參數可以表示為： $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  及  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ ，其虛無假設可設定為  $H_0: \gamma = 0$ ，當接受虛無假設時，代表  $\sigma_u^2 = 0$ ，換言之，生產的變動將純粹起因於隨機因素，而與人為的匱效率無關。

在成本極小化的前提下，廠商會不斷改進效率，以降低成本，為估計成本效率可以選擇 Cobb-Douglas 成本邊界模型，設定如下：(Coelli and Rao and O'Donnell and Battese, 2005, p.266)

$$\ln C_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln w_{ni} + \sum_{m=1}^M \phi_m \ln y_{mi} + v_i + u_i \quad (4-6)$$

其中  $C_i$  為第  $i$  家廠商實際觀察到的成本； $\beta$  代表  $k \times 1$  的未知參數向量； $w_{ni}$  為第  $i$  家廠商第  $n$  種要素投入價格； $y_{mi}$  為第  $i$  家廠商第  $m$  種產品； $c(\cdot)$  為成本函數； $v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2)$ 。

Battese and Coelli (1995)在 panel data 下，另行假設式(4-6)模型中，技術匱效率  $u_i$  符合截斷(truncation)常態分配，其分配形式為  $N(m_{it}, \sigma_u^2)$ ，其中  $m_{it} = z_{it}\delta$ ， $z_{it}$  表示影響廠商技術匱效率之因素向量(為  $m \times 1$  的變數向量)， $\delta$  則技術匱效率外生解

釋變數所組成之  $1 \times m$  之待估參數向量。其隨機成本邊界函數可設定為：

$$C_{it} = f(x_{it}; \beta) \exp(v_{it} + u_{it}) \quad (4-7)$$

$$u_{it} = z_{it} \delta + \zeta_{it} \quad (4-8)$$

式中， $\zeta_{it}$  為第  $i$  個部門第  $t$  期技術置效率的隨機誤差項。

### 4.3 資料來源與設算

#### 一、產業分類

由於能源資料與經濟資料對產業部門之分類並不一致，為便於研究必需加以合併調整，因此本研究參考行政院主計處所編制之「中華民國行業標準分類(第 8 次修訂)」合併為 4 個部門別，其中農業部門共含農、林、漁、牧等 4 個產業；工業部門共含礦業、製造業(煉焦工場、高爐工場、煉油廠除外)、用水供應業及營造業等產業；服務業部門包括批發零售、住宿餐飲、運輸服務、倉儲、通信、金融保險不動產、工商服務、社會服務及個人服務、公共行政業務等共含商業與其他等產業；運輸業部門包含國際航空、國內航空、公路、鐵路、管線運輸及國內水運(不含國際海運)之能源消費量。

#### 二、資料來源與設算

本文利用台灣 1992 至 2008 年綜橫資料分析，俾利於獲得資料筆數相對多於時間序列或橫斷面的資料，本文的有效縱橫樣本資料數為 64 筆資料。茲將各項變數資料來源與設算，分析如下：

##### (一) 總體經濟資料

本文利用台灣 1992 至 2008 年綜橫資料分析，俾利於獲得資料筆數相對多於時間序列或橫斷面的資料，所使用之各部門產值、固定資本形成、貿易條件(各部門之貿易條件(出口總值/進口總值))及本國放款利率等資料，係依據行政院

主計處 1992 至 2008 年之總體統計資料庫，由於上開資料為各年幣值，因此各年資料乃以 2006 年之消費者物價指數 (CPI) 平減以去除物價變動因素。

## (二) 能源消費與能源價格指數

能源消費資料係來自經濟部能源局所編印之 1982 年至 2009 年第 1 季「能源消費統計資料」(2009)，按部門別(農業、工業、服務業、運輸業等)估算能源消費資料；能源價格指數係按各部門使用各種能源(包括燃料油、高級汽油、煤炭、高級柴油、天然氣、電燈用電及其他能源等加權價格指數計算<sup>75</sup>，其計算式如下：

$$FUELP_t = \sum_i S_{it} \cdot P_{it}$$

其中  $S_{it}$  表示第  $i$  種能源加權指數(即第  $i$  種能源在第  $t$  年之油當量 / 第  $t$  年國內能源消費油當量)； $P_{it}$  為第  $i$  種能源在第  $t$  年之價格指數，即：(當期能源價格 / 前期能源價格)\*100。

## (三) 環境實質稅(費)變數

環境相關稅費包括：油氣類貨物稅、車輛貨物稅(汽車及機車)、石油基金(自 2002 年起開徵)、汽車燃料使用費、空氣污染防治費(自 2001 年 11 月起開始徵收)、土壤及地下水污染整治費(自 2001 年 11 月起開始徵收)以及使用牌照稅等資料，分別取自賦稅統計年報(1992-2009)、經濟部能源局(2002-2008)、交通部路政司(1992-2008)及行政院環境保護署等，利用上開環境相關稅費資料除以總能源消費量，可獲得環境實質稅(費)變數。

---

<sup>75</sup> 能源加權價格指數，係計算 1992 至 2008 年各部門使用各種主要能源加權價格指數，包括燃料油、高級汽油、煤炭、高級柴油、天然氣(燃)、天然氣(原)、電燈用電及其他能源等，俾涵蓋各種能源價格在內。其計算式如下： $FUELP_t = \sum_i S_{it} \cdot P_{it}$ ，其中  $S_{it}$  第  $i$  種能源加權指數(即第  $i$  種能源在第  $t$  年之油當量 / 第  $t$  年國內總能源消費油當量)； $P_{it}$  為第  $i$  種能源在第  $t$  年之價格指數，即：(當期能源價格 / 前期能源價格)\*100。

#### (四)關稅平均稅率

本研究分別設定農業、工業及服務業等部門關稅稅收模型如下：

$$\ln Tarif_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln M_t + \gamma_2 \ln t \cdot \ln M_t + \gamma_3 (\ln t)^2 \cdot \ln M_t + \gamma_4 DM + \varepsilon_t \quad (4-8)$$

式中， $Tarif_t$  表示第  $t$  年的關稅總稅收； $M_t$  為部門在第  $t$  年的進口值； $DM$  表示 2001 及 2008 年經濟成長出現負值以虛擬變數設定。其實證結果如表 4-1 所示。

表 4-1. 各部門關稅稅收模型推估結果

變數名稱	參數	農業部門 估計係數	工業部門 估計係數	服務業部門 估計係數
常數	$\gamma_0$	14.23*** (0.0004)	0.69 (0.91)	12.34*** (0.0012)
$\ln M$	$\gamma_1$	-0.25 (0.35)	0.75* (0.097)	-0.07 (0.76)
$\ln t \cdot \ln M$	$\gamma_2$	0.028* (0.117)	0.024*** (0.054)	0.028* (0.110)
$(\ln t)^2 \cdot \ln M$	$\gamma_3$	-0.011*** (0.067)	-0.018*** (0.010)	-0.012*** (0.035)
$DM$	$\gamma_4$	0.017 (0.887)	0.05 (0.66)	-0.007 (-0.065)
Adj R <sup>2</sup>		0.38	0.49	0.33
AIC		-0.75	-0.94	-0.68

註：括弧內之數字為顯著性檢定之 P 值，\*\*\*表示 p-value=1%的顯著水準；\*\*表示 p-value=5%的顯著水準；\*表示 p-value=10%的顯著水準。

再依表4-1實證結果，按式(4-8)設算不同部門的關稅收入，其估算步驟如下：

- (1) 利用實際的關稅總稅收 ( $\ln Tarif$ )，加上設算部門 (如農業、工業或服務業) 估出的殘差項 ( $\varepsilon$ )，可以獲得關稅總稅收之估計值 ( $\overline{\ln Tarif}$ )。
- (2) 利用以上關稅總稅收之估計值，減去式(4-8)估出的常數項 ( $\gamma_0$ )，可以獲得設算部門的關稅收入。
- (3) 再利用設算部門的關稅收入，除以該部門的進口值，計算出該部門之平均關稅稅率。

茲將各項變數定義與資料來源等彙整於表 4-2。

表 4-2. 相關變數定義與資料來源

變數代號 (單位)	變數定義	資料來源
$P_i$ (千公噸)	第 $i$ 部門第 $t$ 年之 CO2 排放量，期間為 1993~2008 年	經濟部能源局 (1992-2008)
$ENG_i$ (千公秉油當量)	第 $i$ 部門第 $t$ 年之能源消費量	經濟部能源局 (1992-2008)
$INDINT_t$ (%)	第 $t$ 年之能源密集工業實質生產毛額占實質 GDP 之比例	經濟部能源局 (1992-2008)
$CO2IN_i$ (CO2 排放量/國內消費;公噸(CO2)/公秉油當量)	第 $i$ 部門第 $t$ 年之國內能源消費量 CO2 排放密集度	經濟部能源局 (1992-2008)
$Y_t$ (新台幣百萬元)	第 $i$ 部門第 $t$ 年之國內生產毛額	行政院主計處(1992-2008) 總體統計資料庫
$Y_{t-1}$ (新台幣百萬元)	第 $i$ 部門第 $t$ 年之前 1 期國內生產毛額	行政院主計處(1992-2008) 總體統計資料庫
$FCAP_i$ (新台幣百萬元)	第 $i$ 部門第 $t$ 年之固定資本形成	行政院主計處(1992-2008) 總體統計資料庫
$ENV TAX_t$ (新台幣百萬元/千公秉油當量)	環境實質稅(費)(環境相關稅費/國內能源消費量)	賦稅統計年報 (1992-2008)、「土壤及地下水污染整治基金來源與用途表」(p.3-2)、「85-97 空氣污染防治費收入及支出明細表」(1996-2008)、經濟部能源局(2002-2008)、交通部路政司 (1992-2008)
$TARREF_i$	各部門進口關稅平均稅率	本研究自行計算
$RINTR_t$ (%)	本國實質放款利率	行政院主計處總體統計資料庫及本研究自行計算 (1992-2008)
$FUELP_i$	各部門使用能源之加權價格指數	本研究自行計算
$w_t$	國際原油價格變動率(計算杜拜、北海布蘭特、西德州等三地之平均國際原油價格變動率)	本研究自行計算
$w_{t-1}$	前一期國際原油價格變動率	本研究自行計算
$D1$	DM1=1 if 工業	虛擬變數
$D2$	DM2=1 if 服務業	虛擬變數
$D3$	DM3=1 if 運輸業	虛擬變數
$TOT_i$	各部門之貿易條件(出口總值/進口總值)	行政院主計處總體統計資料庫 (1992-2008)
$D2001\&2008$	Dummy for year 2001 and 2008	2001 及 2008 年經濟成長出現負成長事件以虛擬變數設定
$\ln T$	時間趨勢	



## 4.4 實證模型設定與結果分析

### 4.4.1 隨機邊界的實證模型設定

本研究將以 Battese and Coelli (1995) 所提出的考慮縱橫資料的隨機生產邊界模型與隨機成本邊界模型，做為分析各部門 GDP 與能源需求之技術效率的理論基礎，同時為便於比較農業、工業、服務業及運輸業等 4 部門別之技術效率，乃假設 4 大部門皆面臨同一條生產邊界函數和同一條能源需求邊界函數，但由於各部門本身的特定發展條件，使其雖然面臨同一條生產邊界函數與能源需求邊界函數，但各部門會選擇該生產邊界與能源需求邊界之最適當的技術水準進行生產與能源消費。

#### 一、隨機生產邊界模型之建立

為評估我國各部門生產 GDP 之技術效率，乃使用 1992-2008 年 4 個部門的資料，將參照式(4-1)及式(4-2)分別設定一個 Cobb-Douglas 的 GDP 隨機生產邊界函數及匱效率邊界模型：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln FCAP_{it} + \beta_2 \ln TARREF_{it} + \beta_3 \ln RINTR_t + \beta_4 \ln ENV TAX_t \\ & + \beta_5 \ln T + \beta_6 \ln FCAP_{it} \cdot D1 + \beta_7 \ln FCAP_{it} \cdot D2 + \beta_8 \ln FCAP_{it} \cdot D3 \\ & + \beta_9 TARREF_{it} \cdot D1 + \beta_{10} TARREF_{it} \cdot D2 + \beta_{11} D2001 \& 2008 + \eta_{it} - v_{it}^Y \\ v_{it}^Y = & c_0 + c_1 TOT_{it} + c_2 \ln T + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4-9)$$

式中， $Y_{it}$  表示第  $i$  部門第  $t$  年之國內生產毛額； $FCAP_{it}$  為第  $i$  部門第  $t$  年之固定資本形成； $TARREF_{it}$  為各部門進口關稅平均稅率； $RINTR_t$  為本國實質放款利率； $ENV TAX_t$  為環境實質稅(費)(環境相關稅費/國內能源消費量)； $t$  為時間趨勢； $D1$  為設定工業部門的虛擬變數； $D2$  為設定服務業部門的虛擬變數； $D3$  為設定運輸業部門的虛擬變數； $D2001 \& 2008$  代表 2001 及 2008 年經濟成長出現負成長事件以虛擬變數設定； $TOT_{it}$  代表第  $i$  部門第  $t$  年之貿易條件； $\eta_{it}$  為隨機誤差項，呈常態分配  $N(0, \sigma_\eta^2)$ ； $v_{it}^Y$  為技術匱效率之隨機誤差，呈截斷性常態分配  $N(m_{it}, \sigma_v^2)$ 。

## 二、隨機能源需求邊界模型之建立

為評估我國各部門能源需求的技術效率，本文使用1992-2008年4個部門的資料，將參照式(4-6)設定一個Cobb-Douglas的隨機能源需求邊界模型如下：

$$\begin{aligned}\ln ENG_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 \ln FUELP_{it} + \gamma_2 \ln ENVTAX_t + \gamma_3 \ln Y_{it} \\ & + \gamma_4 \cdot w_t + \gamma_5 \cdot w_{t-1} + \gamma_6 \ln FUELP_{it} \cdot D1 \\ & + \gamma_7 \ln FUELP_{it} \cdot D2 + \gamma_8 \ln FUELP_{it} \cdot D3 \\ & + \gamma_9 D2001 \& 2008 + \mu_{it} + v_{it}^{ENG}\end{aligned}$$

$$v_{it}^{ENG} = \delta_0 + \delta_1 TOT_{it} + \delta_2 \ln T + \omega_{it} \quad (4-10)$$

式中， $ENG_{it}$  為第  $i$  部門第  $t$  年之能源消費量； $FUELP_{it}$  第  $i$  部門第  $t$  年使用能源之加權價格指數； $ENVTAX_t$  環境實質稅(費)(環境相關稅費/國內能源消費量)； $Y_{it}$  為第  $i$  部門第  $t$  年之國內生產毛額； $w_t$  國際原油價格變動率（計算杜拜、北海布蘭特、西德州等三地之平均國際原油價格變動率）； $w_{t-1}$  前一期國際原油價格變動率； $D1$  為設定工業部門的虛擬變數； $D2$  為設定服務業部門的虛擬變數； $D3$  為設定運輸業部門的虛擬變數； $D2001 \& 2008$  代表 2001 及 2008 年經濟成長出現負成長事件以虛擬變數設定； $TOT_{it}$  代表第  $i$  部門第  $t$  年之貿易條件； $\mu_{it}$  為隨機誤差項，呈常態分配  $N(0, \sigma_\mu^2)$ ； $v_{it}^{ENG}$  為成本置效率之隨機誤差，呈截斷性常態分配  $N(m_{it}, \sigma_v^2)$ 。

以上隨機生產邊界模型與隨機能源需求邊界模型，本文利用 Coelli (1996)的 Frontier Version 4.1 使用最大概似法來估算式(4-9)及式(4-10)之實證結果。

### 4.4.2 實證結果分析

#### 一、隨機生產邊界之實證結果

(一)各項變數與參數之估計結果

表 4-3. 台灣各部門別 GDP Panel Data 之 SPF 推估結果：1992-2008

解釋變數	係數	推定值	t 值
生產函數			
常數項	$\beta_0$	11.23***	11.58
$\ln FCAP_{it}$	$\beta_1$	0.01	1.02
$TARIF_{it}$	$\beta_2$	438.06***	619.10
$\ln RINTR$	$\beta_3$	-0.03***	-2.61
$\ln ENVTAX_t$	$\beta_4$	-0.24***	-2.15
$\ln T$	$\beta_5$	0.08***	3.53
$\ln FCAP_{it} \cdot D1$	$\beta_6$	0.18***	5.77
$\ln FCAP_{it} \cdot D2$	$\beta_7$	0.25***	7.38
$\ln FCAP_{it} \cdot D3$	$\beta_8$	-0.002	-0.23
$TARIF_{it} \cdot D1$	$\beta_9$	-438.10***	-619.19
$TARIF_{it} \cdot D2$	$\beta_{10}$	-0.30***	-4.12
$D_{2001 \& 2008}$	$\beta_{11}$	-0.03	-0.92
匱效率函數			
常數項	$c_0$	-0.04	-0.49
$TOT_{it}$	$c_1$	0.05	0.74
$(\ln T)$	$c_2$	0.004	0.32
Sigmare-square	$\sigma^2$	0.006***	5.61
gamma	$\gamma$	0.004	0.17
log likelihood function		74.93	
平均技術效率		0.987	
LR test of the one-sided error		1.27	

註：\*\*\*表示  $\alpha = 1\%$  的顯著水準；\*\*表示  $\alpha = 5\%$  的顯著水準；\*表示  $\alpha = 10\%$  的顯著水準。

本研究針對不同部門同時估計出生產邊界函數與技術匱效率函數之參數，由表 4-3 的實證結果顯示：固定資本形成之變動，在工業部門與服務業部門之表現為正向顯著，其生產的固定資本形成彈性值分別為  $\varepsilon_{Y,FCAPD1} = 0.18$  與  $\varepsilon_{Y,FCAPD2} = 0.25$ ，<sup>76</sup>顯示工業與服務業部門投入愈多的固定資本形成有助於擴大其經濟規模；至於，

<sup>76</sup> 工業部門生產的固定資本形成彈性： $\varepsilon_{Y,FCAPD1} = \partial \ln Y / \partial \ln FCAPD1 = 0.18$

服務業部門生產的固定資本形成彈性： $\varepsilon_{Y,FCAPD2} = \partial \ln Y / \partial \ln FCAPD2 = 0.25$

在農業部門為正向但不顯著，而在運輸部門則呈現負向不顯著的結果。關稅平均稅率之變動，對於農業部門為正向顯著的關係，顯示調降關稅稅率反而使該部門的產值受到負面的衝擊，但對於工業與服務業部門則為負向顯著，其生產的關稅平均稅率影響係數值為  $\varepsilon_{Y,TARIFD1} = -438.10$ 、 $\varepsilon_{Y,TARIFD2} = -0.3$ ，<sup>77</sup>表示促進貿易自由化的政策有助於擴大工業與服務部門的產值。<sup>78</sup>由時間趨勢的估計係數得知，在  $\alpha = 1\%$  的顯著水準下亦很顯著，由此可見，技術進步也將使各部門的產值上升；至於，本國實質放款利率與環境實質稅（費），對於各部門之生產具有負向顯著影響，表示當政府提高放款利率或環境實質稅費，均對於部門的生產造成不利的衝擊。有關重大經濟事件（2001 及 2008 年經濟成長出現負成長率）則對於各部門的產值為負向但不顯著的影響。

式(4-9)中，若設定關稅平均稅率對於不同部門別的影響程度不一，在技術匱效率模型中，獲致貿易條件( $C_1$ )與時間趨勢( $c_2$ )同時具有正向但不顯著的關係，其所估計的  $\gamma$  值為 0.004，表示肇因於人為因素所引起的技術匱效率值極低，代表每一部門在生產上已提升技術效率水準，使其能夠控制在產值上的不確定性。反之，若設定關稅平均稅率對於各部門均有相同影響時，則其對於各部門產值存在負向但不顯著的關係，其對於上開外生變數則同時具有正向且顯著關係，代表每一部門在生產上，有待進一步改善貿易條件與提升技術效率水準，俾能控制其在產值上的不確定性，而所估計的  $\gamma$  值為 0.43，表示肇因於人為因素所引起的技術匱效率，導致產出未如預期增加，徒造成資源浪費，規模經濟效果無法發揮。由此不同的結果，足以推論，利用 Frontier 軟體估計往往會受到變數的不同設定，而獲致截然不同的結果，也證明此一軟體的估計結果並不穩定。

<sup>77</sup> 農業部門生產的關稅平均稅率的影响係數： $\varepsilon_{Y,TARIF} = \partial \ln Y / \partial \ln TARIF = 438.06$

工業部門生產的關稅平均稅率的影响係數： $\varepsilon_{Y,TARIFD1} = \partial \ln Y / \partial \ln TARIFD1 = -438.10$

服務業部門生產的關稅平均稅率的影响係數： $\varepsilon_{Y,TARIFD2} = \partial \ln Y / \partial \ln TARIFD2 = -0.3$

<sup>78</sup> 促進貿易自由化的政策有助於工業部門擴大產值，此一結果與本研究在「CO<sub>2</sub> 排放組成因素分析及其與政策變數之關聯」議題中，以 SUR 模型分析結果不同，係因本節設定的模型增設固定資本形成、放款實質利率及重大經濟事件等變數。

## (二)部門別生產技術效率之比較

爲了比較不同部門1992-2008年之隨機生產邊界之技術效率值的變化情形，本研究利用最大概似法估算技術效率值，可以表示爲：

$$SFA-TE_{it} = \exp(-v_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - \omega_{it}) \quad (4-11)$$

其中  $0 < SFA-TE_{it} < 1$ 。

由圖 4-4 比較各部門的平均生產技術效率值，顯示工業部門的平均生產技術效率值爲 0.976、農業部門的平均生產技術效率值爲 0.979、服務業部門的平均生產技術效率值爲 0.996、運輸業部門的平均生產技術效率值爲 0.999。由以上數據顯示，各部門因技術匱效率使產量減少的值極微小，而其中以運輸業部門的生產技術效率最佳，其因技術匱效率使產量約減少 0.001。

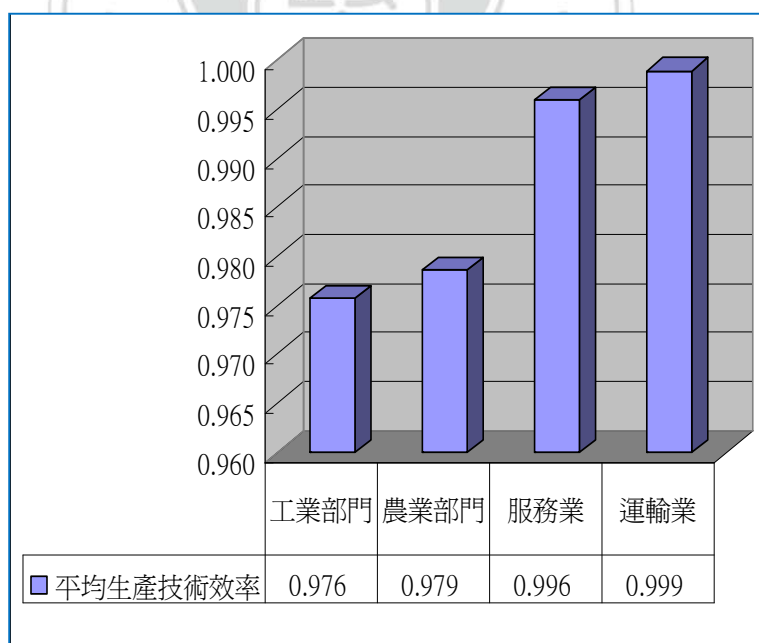


圖 4-4. 各部門 1992-2008 年之 GDP 的平均技術效率

各部門在不同期間之平均生產技術效率比較如圖 4-5 所示，可以發現：在 1993-1997 年間，4 部門的技術效率值相對較高，但 1997 年間遭逢亞洲金融風暴

肆虐，以及 2002 年我國加入 WTO，使得 1998-2002 年間農業與工業部門之技術效率值驟降； 2008 年第 4 季起，由於全球金融危機引發全球經濟衰退，服務業部門的技術效率已呈現下降趨勢，但農業與工業部門並未受到太大衝擊，農業部門仍為上升趨勢，工業部門則略有下降。

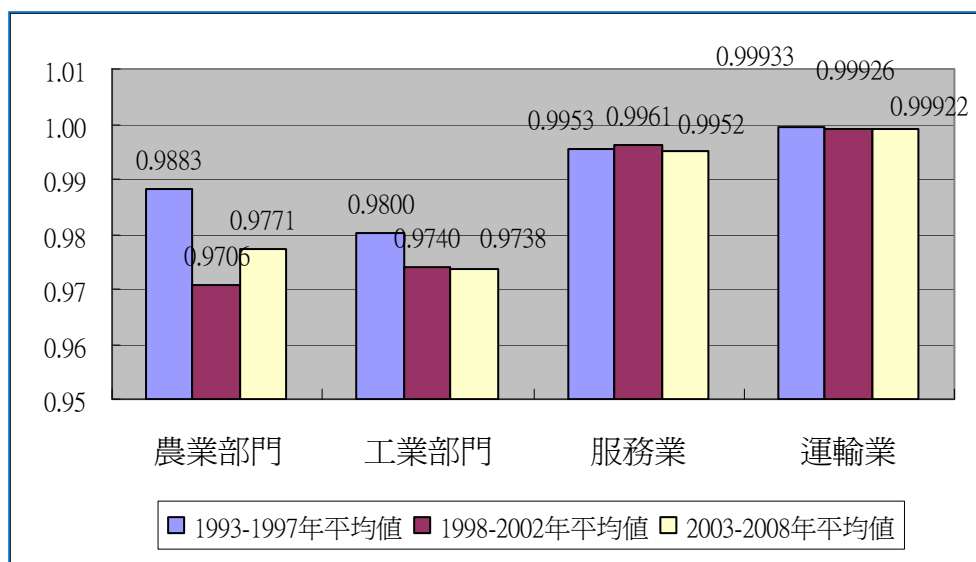


圖 4-5. 各部門不同期間之 GDP 的平均技術效率之比較

## 二、隨機能源需求邊界之實證結果

### (一)各項變數係數與參數之估計結果

本研究針對不同部門同時估計出隨機能源需求邊界模型與技術效率函數之參數，由表 4-4 的實證結果顯示：在能源需求邊界模型中，部門產值( $\gamma_3$ )之變動為正向顯著，顯示部門產值增加，其能源需求的規模也將擴大。在能源加權價格指數變動方面，工業( $\gamma_6$ )與運輸業( $\gamma_8$ )為正向顯著，推論其主要原因在於，長期以來我國的能源價格採取“凍漲政策”，使得能源密集產業之能源消費量並未受到能源價格上升而減少其消費量，但對於農業( $\gamma_1$ )與服務業( $\gamma_7$ )則為負向顯著，顯示非能源密集產業受到能源價格波動的影響較大。至於，當期與前 1 期原油價格變動率，雖為負向但不顯著；環境實質稅(費)也呈現不顯著的正向關係，但依本文進行的實質 GDP 與能源投入間的因果關係 (Granger's causality test) 檢定的結果發現，前 7 期的能源消費對當期的 GDP 有影響，而前 5 期的實質 GDP

會影響當期的能源消費，據此可以認定二者之間是互為因果關係。因此，吾人根據式(4-9)和式(4-10)的估計值來推測其彈性值約為  $-0.247$ ，<sup>79</sup>由此可推論，提高環境稅（費）有助於降低能源消費量。至於，重大經濟事件（2001 及 2008 年經濟成長出現負成長率）之發生，對於各部門的能源使用為負向但不顯著的影響。

表 4-4. 台灣各部門別能源需求 Panel Data 之 SCF 的推估結果：1992-2008

解釋變數	係數	推定值	t 值
<b>能源需求函數</b>			
常數項	$\gamma_0$	-3.38***	-2.62
$\ln FUELP_{it}$	$\gamma_1$	-0.46***	-3.24
$\ln ENVTAX_t$	$\gamma_2$	0.16	1.45
$\ln Y_{it}$	$\gamma_3$	1.03***	11.73
$w_t$	$\gamma_4$	-0.00057	-1.09
$w_{t-1}$	$\gamma_5$	0.00037	0.68
$\ln FUELP_{it} \cdot D1$	$\gamma_6$	0.12***	2.32
$\ln FUELP_{it} \cdot D2$	$\gamma_7$	-0.36***	-5.56
$\ln FUELP_{it} \cdot D3$	$\gamma_8$	0.504***	70.21
D2001&2008	$\gamma_9$	-0.06	-1.16
<b>技術匱效率函數</b>			
常數項	$\delta_0$	-0.62*	-1.88
$TOT_{it}$	$\delta_1$	0.25***	2.34
$\ln T$	$\delta_2$	0.22***	2.40
Sigmare-square	$\sigma^2$	0.01***	3.02
gamma	$\gamma$	0.84***	7.39
log likelihood function		74.80	
平均技術效率		1.13	
LR test of the one-sided error		23.14	

註：\*\*\*表示  $\alpha = 1\%$  的顯著水準；\*\*表示  $\alpha = 5\%$  的顯著水準；\*表示  $\alpha = 10\%$  的顯著水準。

在技術匱效率模型中，貿易條件( $\delta_1$ )及時間趨勢( $\delta_2$ )均具有正向且顯著關係，代表各部門使用能源之技術匱效率效果極為顯著，表示能源需求的變動起因於人為匱效率極為顯著，因此有待改善貿易條件與提升能源消費技術水準，俾能控制

<sup>79</sup>  $\varepsilon_{ENG, ENVTAX} = \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln ENVTAX} + \frac{\partial \ln ENG}{\partial \ln Y} \cdot \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln ENVTAX} = \gamma_2 + \gamma_3 \cdot \beta_4 = 0 + 1.03 \times (-0.24) = -0.247$

其能源需求之不確定性。

## (二)部門別之平均效率值之比較

本文利用 Frontier Version 4.1 使用最大概似法，估算不同部門 1992-2008 年隨機能源需求邊界模型之成本效率值：

$$SFA-CE_{it} = \exp(v_{it}) = \exp(z_{it}\delta + \omega_{it}) \quad (4-12)$$

其中  $SFA-CE_{it} > 1$ 。

由圖 4-6 可以看出，農業部門的平均技術效率值為 1.04、工業部門為 1.08、運輸業部門為 1.19、服務業部門為 1.21。代表服務業部門的效率較差，其因技術匱效率使能源需求增加 0.21，而農業部門的效率最佳，其因技術匱效率使能源需求僅增加 0.01。另由圖 4-7 比較各部門不同期間之平均技術效率，顯示僅有運輸與工業部門之平均技術效率，在 1998~2002 年期間相對於 1993~2001 年期間已有進步，其餘部門反而下降，推論其主要原因在於，我國於 2002 年加入 WTO，為因應自由化的競爭，乃提升其能源使用效率；農業與服務業部門則是受到亞洲金融風暴的影響，使其技術效率的表現不如前 1 階段；但在 2003~2008 年期間，運輸、工業與農業部門受到 2008 年全球經濟衰退的影響，使其技術效率表現，相對前 1 期呈現退步現象，僅服務業略有進步。

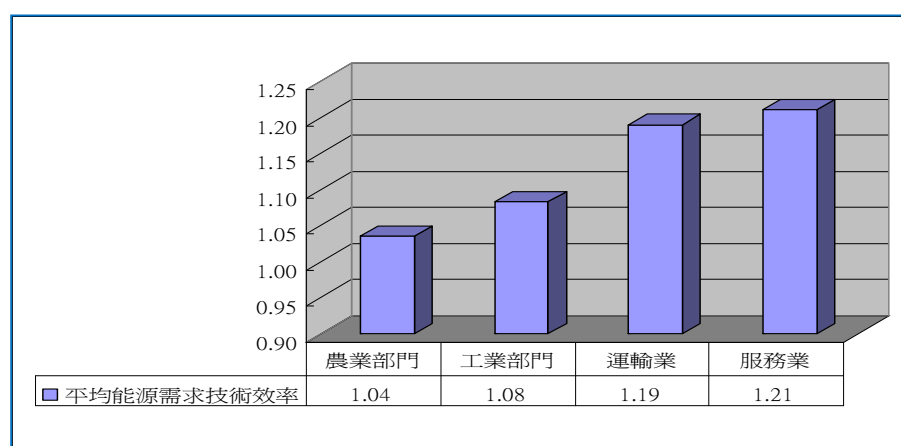


圖 4-6. 各產業部門 1992-2008 年之能源需求的平均技術效率



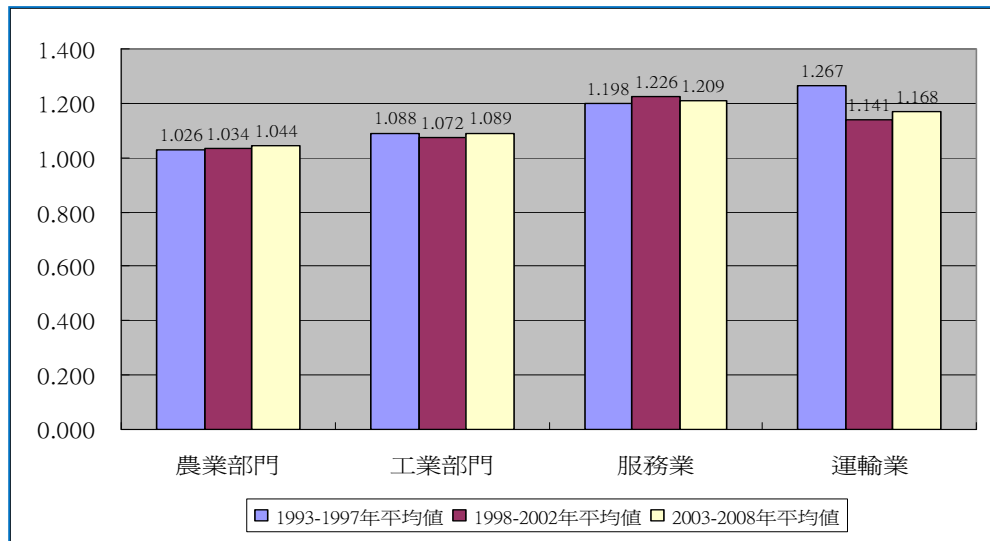


圖 4-7. 各產業部門不同階段之能源需求的平均技術效率

## 4.5 結論與建議

本研究考慮各部門在生產效率與能源使用效率等方面，有不同的特性，乃利用產出與投入變數，以及各項政策變數，採用 Battese and Coellia (1995)的 SPF 和 SCF，衡量 1992~2008 年台灣地區農業、工業、服務業及運輸業等部門的產出與能源需求的技術效率。

### 一、結論

由 SPF 實證結果得知，資本累積有助於擴大工業與服務業的經濟規模；調降關稅稅率政策（即促進貿易自由化）雖使農業部門受到負面衝擊，但卻有助於擴大工業與服務業的產值；鼓勵產業部門加強創新技術可以有效提升各部門的產值；但當政府採行提高放款利率或調升環境實質稅費，會使部門的生產降低，但也使得能源消費量減少。由於關稅平均稅率對於各部門有不同的影響效果，而由生產技術效率的估計係數中，可以發現貿易條件與時間趨勢同時具有正向但不顯著關係，代表每一部門在生產上已提升技術效率水準，使其能夠控制在產值上

的不確定。再由各部門平均技術效率之表現可知，運輸業部門的技術效率相對最高，其次依序為服務業、農業、工業；再由不同階段(1993~1997年；1998~2002年；2003~2008年)的表現來看，服務業與運輸業部門差異性不大，工業部門則略有退步，農業部門則以第1階段(1993~1997年平均值)的表現最佳。

由 SCF 實證結果得知，各部門使用能源加權價格指數，對於工業與運輸業為正向顯著影響，但對於農業與服務業則為負向顯著，由此顯示，長期以來我國的能源價格採取“凍漲政策”，使得能源密集產業之能源消費量並未受到能源價格上升而減少其消費量，而非能源密集產業受到能源價格波動的影響反而較大；至於，環境實質稅(費)雖呈現不顯著的正向關係，但由於實質 GDP 與能源投入間互為因果關係，估算其彈性值約為 -0.247，由此可推論，提高環境稅(費)有助於降低能源消費量。再者，由外生變數對於部門技術效率的估計係數中，貿易條件與時間趨勢，均具有正向顯著關係，表示該等部門應致力於改善貿易條件與提升能源使用技術，俾能改善能源技術效率；再由各部門能源使用之平均技術效率的表現可知，服務業部門的技術效率相對最高，其次依序為運輸業、工業、農業；再由不同階段(1993~1997年；1998~2002年；2003~2008年)的表現來看，農業、工業、服務業部門差異性不大，運輸業部門則略有退步。

## 二、建議

根據本章的實證分析結果，吾人提出幾項建議如下：

### (一) 釐清能源生產力與能源效率的關聯及其驅動因子

能源領域的相關政府機構常以能源生產力做為反映能源效率的指標，顯然忽視了二者之間的本質性差異，從而導致不正確地解讀相關資料，並選擇不具有有效性的政策工具。本研究結果已經表明，各部門之能源生產力縱有顯著的變動，能源效率則不然；不過，各部門之間的能源效率仍互有差異（農業與工業相對低於服務業與運輸部門）。本文藉由隨機邊界的推估，雖已釐清影響技術效率的因子（如貿易條件、時間趨勢等），但在資料受限的情況下，或有其他重要經濟或

政策變數未能納入考慮，因此未來的研究應繼續深化隨機邊界之實證模型的設定，冀能進一步改善實證結果。

#### (二) 隨機邊界之實證結果的不穩定性仍待深究

本研究在實證過程中發現，隨機邊界的實證結果對於函數型態及解釋變數的選擇極為敏感，揆其原因或有如下數端：(1) 隨機誤差項及人為匱效率誤差項的實際機率分配與實證軟體所設定的分配（通常分別為常態分配及半常態分配）不同。(2) 推估隨機邊界時均採最大概似法（maximum likelihood method），因此，當機率分配的設定不符事實，或設定的函數型態有所失當，推估結果自然難臻理想。職是之故，未來的研究對誤差項的設定可以考慮其他機率分配，推估方法則可考慮準母數（semiparametric）或無母數（nonparametric）推估法。

#### (三) 能源價格合理化之節能效果因部門而異，宜有不同配套支持

實證分析結果亦顯示，能源需求的燃料價格彈性因部門而異，服務業最高，其次分別為農業及工業，運輸業則近乎 0；此一結果隱含，能源價格合理化對服務業與工業等部門固然有高的節能效果，對運輸業的影響則不顯著。近年來，運輸部門的能耗量及 CO<sub>2</sub> 排放量節節升高，是國際間少數成長的部門之一，其節能減碳的策略備受各國關注。因此，在追求能源價格合理化的過程中，如欲有效降低運輸部門的能源需求及排放量，實須有賴其他更有效的政策工具，例如提高燃油效率標準、轉換燃料等。

#### (四) 國際能源價格漲跌及震盪幅度的影響仍須持續關注

本研究的實證結果顯示，能源價格雖然是影響能源需求的重要因素之一，但國際能源價格的震盪幅度則未見顯著影響。主要原因或在於國內素有穩定油價的機制，即便國際能源價格震盪起伏頗大，國內燃油價格卻未必等幅變動。不過，根據國外較為開放之能源市場的經驗顯示，能源價格的震盪幅度不僅影響能源需求，對 GDP 亦有顯著的影響，因此，未來仍須就此議題再深入研究，特別是考

慮能源市場自由化的情境，俾能翔實掌握我國能源價格穩定政策的社會成本與效益。

#### (五) 競爭力的影響評估仍待改善

提升國家或產業競爭力是各國咸所重視的重點議題。本研究的實證結果顯示，競爭力對於 GDP 的技術效率並無顯著影響，但對於能源需求效率則有負面影響，換言之，提升競爭力反而降低能源需求效率，隱含能源使用隨競爭力的提升而有趨向浪費之虞；不過，此二結果合理性仍有待未來更審慎的研究予以確認。<sup>80</sup>可行的方向如下：(1) 考慮採用不同的競爭力指標，期能更準確地反映我國產業的競爭力。(2) 競爭力對於 GDP 技術效率及能源需求效率的影響可望因部門不同而異（例如產業競爭力的提高對於工業或有顯著影響，但對運輸業及服務業則未必），因此在設定效率部分的解釋變數時，應該區別部門間的效果差異。

#### (六) 關稅減讓的動態效果猶待評估，舒緩及調適策略更待研訂

降低關稅有助於提升 GDP 的假說，並無法得到本研究的支持；實證結果顯示，我國關稅減讓對農業及服務業的負面衝擊甚巨，<sup>81</sup>可能原因除肇因於產業本身的利基之外，亦可歸因於本研究考慮了外部性問題及相關的政策工具（如環境稅）。不過，當前的負面效果是否會隨時間經過而逐漸弱化，甚至有朝一日反負為正，迄未可知。因此，未來的實證研究，或可根據動態模型予以設定，冀能捕捉並預測動態過程的遞移效果（transitional effects）。此外，鑑於關稅減讓對 GDP 的負面效果，主管機關也有必要研擬有效且適當的對策，一則舒緩負面衝擊，二則加速調適能力，其中提升我國競爭力應實乃當務之急（一如表 3-7 之實證結果所示）。

#### (七) 環境稅的衝擊不容忽視，其於部門間的區分猶待建立

---

<sup>80</sup> 第三章的實證分析顯示，提升「競爭力」確實有助於 GDP 的增加（見表 3-7）。

<sup>81</sup> 工業受關稅減讓的負面衝擊，反而不如預期中的顯著，主要原因或在於工業部門的關稅減讓已持續進行多年，降幅也達到很低的水準。

本章的實證結果顯示，環境稅的開徵將對 GDP 造成顯著的負面影響，但對能源需求的影響卻不顯著。此與第 3 章的實證結果皆一致顯示顯著的負面效果（見表 3-7 及表 3-8）。由於本章在推估隨機邊界時，係使用各部門的時間序列資料（即為 panel data），但環境稅這個變數的資料，卻無法按部門區分，因此，難免影響係數的推估效率。因此，未來應將環境稅按部門加以區分，並考慮環境稅之經濟影響在部門間的差異，期能設定更合適的實證模型。

#### （八）GDP 的資本彈性不高，其需求效率亦待深究

由表 4-3 可見，GDP 的資本存量彈性在各部門間普遍不高（服務業最高，卻僅有 0.25，工業只有 0.18，運輸業及農業不顯著地異於 0），此一結果顯示資本也可能存在過量使用或缺乏效率的隱憂。惟本研究未就此一課題予以探討，未來應有改善空間。



## 參考文獻

- 陳怡宜、王泓仁 (2009)。「隨機邊界模型的變數衡量誤差問題：一般動差估計法」，  
《經濟論文叢刊》37(1)，頁 1-22。
- 傅祖壇(1994)。「要素固定性、對偶成本邊界函數及生產效率之衡量—台灣毛豬  
農場之實證」，《農業經濟叢刊》22(4)，頁 451-475。
- 單珮玲 (2010)。《參加 APEC 財政部長會議『氣候變遷對亞太經濟合作經濟體經  
濟政策意涵』會議報告》，行政院所屬各機關因公出國人員出國報告書。
- 黃志典、黃智遠(2004)。「台灣地區銀行產業成本效率之實證研究—隨機邊界法  
之應用」，《企銀季刊》27(3)，頁 1-28。
- 黃宗煌 (2009)。《家庭用電服務需求推估與政策推動效益評估》，工研院分包計  
畫報告。
- 黃宗煌、王貴玲 (2002)。「自來水事業之技術效率與有效供水成本的評估」，《兩  
岸永續發展研討會論文集》，台北圓山飯店。
- 黃宗煌、王貴玲(2002)。「自來水事業之技術效率與有效供水成本的評估」，兩岸  
永續發展研討會論文集，2002 年 6 月 5-7 日，台北圓山飯店。
- 鄭秀玲、周群新(1998)。「調整風險後之銀行效率分析：台灣銀行業的實證研究」，  
《經濟論文叢刊》26(3)，頁 337-366。
- 鄭秀玲、劉錦添、陳欽奇(1997)。「台灣中小企業銀行的效率分析(1986-1994 年)」，  
《經濟論文》25(1)，頁 69-95。
- 蕭再安、鄭瓊雯(1990)。「運輸能源效率指標之研究」，中華民國運輸學會第 15  
屆學術研討會會議論文，頁 215-224。

- Aigner, D., C. Lovell and P. Schmidt (1977). "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models." *Journal of Econometrics* 6, 21-37.
- Battese, G.E. and T.J. Coelli(1995). "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data." *Empirical Economics* 20, 325-332.
- Buck, J. and D. Young (2007). "The Potential for Energy Efficiency Gains in The Canadian Commercial Building Sector: A Stochastic Frontier Study." *Energy* 32, 1769-1780.
- Chang, T., W. Fang, and L. Wen (2001). "Energy Consumption, Employment, Output, And Temporal Causality: Evidence from Taiwan Based on Cointegration and Error- correction Modeling Techniques." *Applied Economics* 33, 1045-1056.
- Cheng, B.S., T.W. Lai (1997). "An Investigation of Cointegration and Causality Between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan." *Energy Economics* 19, 435-444.
- Chiou-Wei, S. Z., C.F. Chen and Z. Zhu (2008). "Economic Growth and Energy Consumption Revisited – Evidence from Linear and Nonlinear Granger Causality." *Energy Economics* 30, 3063-3076.
- Coelli, T. (1996). "A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation." CEPA Working Paper, No. 96/07, University of New England, Armidale, Australia.
- Coelli, T., D.S. Prasada Rao, C.J. O'Donnell and G.E. Battese (2005). *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, 2<sup>nd</sup> Edition, printed in the USA.

- Farrell, M.J. (1957). "The Measurement of Productive Efficiency." *Journal of the Royal Statistic Society Series A (General)*, 120, No. III, 253-281
- Feijóo , M.L., Franco, J.F. and Hernádez (2002). "Global Warming and The Energy Efficiency of Spanish Industry." *Energy Economics* 24, 405-423.
- Granger, C.W.J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods." *Econometrica*, 37, No. 3, 424-438.
- Greene, W.H. (2003). *Econometric Analysis*, 5<sup>th</sup> Edition, Pearson Education Interational.
- Self, S. and Grabowski, R. (2004). "Does Education At All Levels Cause Growth? India, A Case Study." *Economics of Education Review* 23, 47-55.
- Vaninsky, A. (2010). "Prospective National and Regional Environmental Performance: Boundary Estimations using a Combined Data Envelopment – Stochastic Frontier Analysis Approach." *Energy* 30, 1-9.



## 5. 總結

本研究共分為 3 個議題。首先探討 1992-2008 年影響台灣 4 個部門別能源消費產生 CO<sub>2</sub> 排放量變動之相關因素（包括部門結構、生產的能源密集度、能源的碳密集度、就業平均生產力、就業人口及經濟規模等因素）貢獻值，修正 Bruvoll et al.(2003, 2004)以加法型態的拉氏拆解法設定之拆解模型；以及為提高模型的合理性及可信賴度，另採用 Ang et al.(2000)加法型態的算術平均迪氏指數法 (AMDI)作為計算 CO<sub>2</sub> 排放量成長率與變動量結構分解的基礎。其與歷往文獻最大不同處，在於人口與經濟規模要素已考慮各部門之差異性，因而可以獲得合理的分析結果。茲分述如下：

- (1)經濟規模係構成各部門排放增量的關鍵因素，惟此一研究結果頗不切實際，其對於制定決策並未能提供任何助益。
- (2)碳密集度已成為各部門減排之重要因素，但能源密集度卻構成工業與農業部門最大的增量因素，也是運輸業的增量因素（以拉氏指數計算）。是以未來宜強化政策效果的影響程度，俾誘使各部門達成減排的目的。
- (3)部門結構的調整也已成爲運輸業、工業及農業降低排放的主要驅動力，但卻構成服務業部門的增量因素。因此，在政策工具方面，可採行調降進口關稅稅率與改善貿易條件，有助於該部門產值上升，惟效果並不顯著，但在部門結構效果方面，服務業部門一方面必須接受國外進口競爭，使得國內生產受到壓縮，另一方面則可藉出口擴張國內生產，二者相互抵消的結果，反而縮小部門結構。此結果有助於服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放的減量效果。
- (4)就業人口已成為工業與服務業部門的排放增量因素，因此在制定環境

政策方面，宜應鼓勵產業轉而趨向以高科技的產業為主，以及使用乾淨能源，俾能促使工業與服務業部門 CO<sub>2</sub> 排放的減量效果。

由於組成因素對於 CO<sub>2</sub> 排放量之貢獻度，會受到各種不同政策工具之影響，乃依據拉氏指數拆解法的工業、服務業部門的實證結果，利用 SUR 模型估計結果得知，未來採行環境稅政策，若能落實外部效果內部化之原則，對於 CO<sub>2</sub> 排放減量效果將最具成效。依據本文初步研究結果，提出的建議要點如下：

#### (一) Kaya 拆解模式之政策意涵有待其他方法的驗證

Kaya 的拆解模式雖然甚為廣用，惟所有的分析結果一致顯示經濟規模（即人均 GDP）係構成各部門排放增量的最主要因素，因此隱含減碳的有效工具應在於降低人均 GDP，此一政策意涵顯然極不切實際，對於減量政策的制定並未能提供任何助益。因此，有必要根據拆解結果，建立其與各項政策工具之間的關聯，始能掌握政策制訂的有效方向。本研究雖已首度做此嘗試，並針對各項政策變數的效果進行檢定，但仍受限於資料取得不易、人均 GDP 與排放量脫鉤機制之相關理論基礎尚待建立等問題，因此未來應可繼續就此等面向再深入研究。

#### (二) 制定合理之環境稅稅率以促進部門結構調整

我國現行課徵與環境相關稅收 (environmentally related taxes) 之稅基共有 4 種，<sup>82</sup>其中能源產品 (如汽油、柴油、煤油、燃料油、溶濟油、液化石油氣等課徵貨物稅) 係依其容量及重量計徵，未能真實反映能源燃燒產生碳排放量的外部成本，是以如能制定合理的環境稅稅率，有促進部門結構調整之效果，即由高耗能產業（工業部門）移轉至低耗能產業（服務業部門），此一部門結構的改善有助於降低 CO<sub>2</sub> 的排放量。

---

<sup>82</sup>由於世界各國對於環境稅費尚無一致性定義，台灣對此亦無明確定義，且無統一的環境稅費，而是散見於不同的法源中，行政院經濟建設委員 (2007) 對於我國現行環境稅（費）歸納整理為 4 種不同的稅基，包括能源稅（包括關稅、貨物稅、營業增值稅）、污染稅（費）（包括空氣污染防制費、土壤及地下水污染整治費）、車輛類稅（費）（包括車輛類關稅、車輛類貨物稅、車輛類營業稅）、汽車燃料使用費、使用牌照稅資源稅（費）及車輛稅（費）等項目

據此可知，未來應儘速推動「能源稅條例」立法，使能源產品依不同能源別之平均熱值及含碳量，作為課稅基礎，以促使外部成本內部化，創造低碳能源的經濟誘因，並一併考量減碳總量與排放交易管制整體規劃。

### (三) 調整汽燃費之徵收方式

由於能源密集度係構成運輸業的增量因素（以拉氏指數法計算），其主要因素之一，在於現行之汽車燃料使用費係採「隨車徵收」方式，<sup>83</sup>因而未能有效抑制該部門能源消費量，是以未來宜改採「隨油徵收」方式，並將其納入推動的「能源稅條例」課稅項目中，俾達到以價制量之目的。

### (四) 調降進口關稅稅率與改善貿易條件

由於部門結構的調整也已成爲我國工業、運輸業、服務業、及農業部門降低排放的主要驅動力，而調降進口關稅稅率與改善貿易條件均有助於產業結構朝減碳方向調整，其結果將有助於各部門之 CO<sub>2</sub> 排放的減量。

本研究的第 2 部分係爲探討政策工具與能源價格對於國家整體經濟、能源消費與 CO<sub>2</sub> 排放量之相互關係，本研究根據歷往文獻的見解與基礎經濟理論，另參採先進國家爲實現雙重紅利之經濟與環境目標所實施之政策工具（包括環境稅、貿易條件、關稅等），建立一個包括 GDP、能源需求函數及二氧化碳排放函數的 3E 模型，以聯立方程式估計，依所獲得的實證結果，估算台灣 3E 各項彈性係數（包括 GDP、能源需求、二氧化碳排放等各項政策彈性係數），並分析其政策意涵，據此研擬未來針對經濟、能源及環境之脫鉤策略，包括：

(1) 依據估算的環境稅（費）彈性得知，現行之環境稅雖不足以衍生雙紅利，但其節能減碳效果卻屬樂觀。

(2) 改善貿易條件並提升產業競爭力雖然有助於增長 GDP，但也同時造成 CO<sub>2</sub>

---

<sup>83</sup> 按各型汽機車之排氣量大小，分別徵收不同的費額

排放與能源需求的增加，惟 GDP 增幅大於後者，顯見有「相對脫鉤」的現象。

- (3) 調降進口關稅實質稅率有利於降低能源需求與二氧化碳排放(關稅彈性大約為 0.28)，但對 GDP 卻有負面衝擊(GDP 的關稅彈性高達 0.388)，因此，以降低關稅做為一種減排的政策工具，其減量成本似乎過高。
- (4) 能源價格提升對於節能減碳的效果確實不容忽視，這使「藉由能源價格合理化達到節能減碳」的訴求，得到實證上的支持。唯一需要注意的是，能源價格合理化將無可避免地提高能源價格，對於經濟成長、產業部門與消費者負擔的影響，仍須隨時密切觀察。
- (5) 近年來國際能源價格飆漲，震盪幅度極高，不過實證結果顯示，對能源需求迄無顯著的影響。此與國內能源價格受到類如「凍漲」的政策性干預有關。

本研究的第 3 部分，在於考慮隨機邊界衝擊對生產邊界與能源需求邊界的影響，乃利用所設定台灣 1992~2008 年的農業、工業、服務業與運輸業等部門之國內產值的隨機生產邊界模型與技術匱效率函數，以及能源需求之隨機邊界模型與技術匱效率函數，藉以評估不同部門間的技術效率。由 SPF 實證結果得知，資本累積有助於擴大工業與服務業的經濟規模；調降關稅稅率政策(即促進貿易自由化)雖使農業部門受到負面衝擊，但卻有助於擴大工業與服務業的產值；鼓勵產業部門加強創新技術可以有效提升各部門的產值；但當政府採行提高放款利率或調升環境實質稅費，會使部門的生產降低，但也使得能源消費量減少。由於關稅平均稅率對於各部門有不同的影響效果，而由生產技術匱效率的估計係數中，可以發現貿易條件與時間趨勢同時具有正向但不顯著關係，代表每一部門在生產上已提升技術效率水準，使其能夠控制在產值上的不確定。由 SCF 實證結果得知，各部門使用能源加權價格指數，對於工業與運輸業為正向顯著影響，但對於農業與服務業則為負向顯著，由此顯示，長期以來我國的能源價格採取“凍漲政

策”，使得能源密集產業之能源消費量並未受到能源價格上升而減少其消費量，而非能源密集產業受到能源價格波動的影響反而較大；至於，環境實質稅(費)雖呈現不顯著的正向關係，但由於實質 GDP 與能源投入間互為因果關係，估算其彈性值約為  $-0.247$ ，由此可推論，制定合理的環境稅稅率（即提高目前的環境稅）有助於降低能源消費量。再者，由外生變數對於部門技術效率的估計係數中，貿易條件與時間趨勢，均具有正向顯著關係，表示該等部門應致力於改善貿易條件與提升能源使用技術，俾能改善能源技術效率。根據本章的實證分析結果，吾人提出幾項建議如下：

#### （一）釐清能源生產力與能源效率的關聯及其驅動因子

能源領域的相關政府機構常以能源生產力做為反映能源效率的指標，顯然忽視了二者之間的本質性差異，從而導致不正確地解讀相關資料，並選擇不具有有效性的政策工具。本研究結果已經表明，各部門之能源生產力縱有顯著的變動，能源效率則不然；不過，各部門之間的能源效率仍互有差異（農業與工業相對低於服務業與運輸部門）。本文藉由隨機邊界的推估，雖已釐清影響技術效率的因子（如貿易條件、時間趨勢等），但在資料受限的情況下，或有其他重要經濟或政策變數未能納入考慮，因此未來的研究應繼續深化隨機邊界之實證模型的設定，冀能進一步改善實證結果。

#### （二）隨機邊界之實證結果的不穩定性仍待深究

本研究在實證過程中發現，隨機邊界的實證結果對於函數型態及解釋變數的選擇極為敏感，揆其原因或有如下數端：（1）隨機誤差項及人為效率誤差項的實際機率分配與實證軟體所設定的分配（通常分別為常態分配及半常態分配）不同。（2）推估隨機邊界時均採最大概似法（maximum likelihood method），因此，當機率分配的設定不符事實，或設定的函數型態有所失當，推估結果自然難臻理想。職是之故，未來的研究對誤差項的設定可以考慮其他機率分配，推估方法則可考慮準母數（semiparametric）或無母數（nonparametric）推估法。

### （三）能源價格合理化之節能效果因部門而異，宜有不同配套支持

實證分析結果亦顯示，能源需求的燃料價格彈性因部門而異，服務業最高，其次分別為農業及工業，運輸業則近乎 0；此一結果隱含，能源價格合理化對服務業與工業等部門固然有高的節能效果，對運輸業的影響則不顯著。近年來，運輸部門的能耗量及 CO<sub>2</sub> 排放量節節升高，是國際間少數成長的部門之一，其節能減碳的策略備受各國關注。因此，在追求能源價格合理化的過程中，如欲有效降低運輸部門的能源需求及排放量，實須有賴其他更有效的政策工具，例如提高燃油效率標準、轉換燃料等。

### （四）國際能源價格漲跌及震盪幅度的影響仍須持續關注

本研究的實證結果顯示，能源價格雖然是影響能源需求的重要因素之一，但國際能源價格的震盪幅度則未見顯著影響。主要原因或在於國內素有穩定油價的機制，即便國際能源價格震盪起伏頗大，國內燃油價格卻未必等幅變動。不過，根據國外較為開放之能源市場的經驗顯示，能源價格的震盪幅度不僅影響能源需求，對 GDP 亦有顯著的影響，因此，未來仍須就此議題再深入研究，特別是考慮能源市場自由化的情境，俾能翔實掌握我國能源價格穩定政策的社會成本與效益。

### （五）競爭力的影響評估仍待改善

提升國家或產業競爭力是各國咸所重視的重點議題。本研究的實證結果顯示，競爭力對於 GDP 的技術效率並無顯著影響，但對於能源需求效率則有負面影響，換言之，提升競爭力反而降低能源需求效率，隱含能源使用隨競爭力的提升而有趨向浪費之虞；不過，此二結果合理性仍有待未來更審慎的研究予以確認。

<sup>84</sup>可行的方向如下：（1）考慮採用不同的競爭力指標，期能更準確地反映我國產業的競爭力。（2）競爭力對於 GDP 技術效率及能源需求效率的影響可望因部門

---

<sup>84</sup> 第三章的實證分析顯示，提升「競爭力」確實有助於 GDP 的增加（見表 3-7）。

不同而異（例如產業競爭力的提高對於工業或有顯著影響，但對運輸業及服務業則未必），因此在設定匯效率部分的解釋變數時，應該區別部門間的效果差異。

#### （六）關稅減讓的動態效果猶待評估，舒緩及調適策略更待研訂

降低關稅有助於提升 GDP 的假說，並無法得到本研究的支持；實證結果顯示，我國關稅減讓對農業及服務業的負面衝擊甚巨，<sup>85</sup>可能原因除肇因於產業本身的利基之外，亦可歸因於本研究考慮了外部性問題及相關的政策工具（如環境稅）。不過，當前的負面效果是否會隨時間經過而逐漸弱化，甚至有朝一日反負為正，迄未可知。因此，未來的實證研究，或可根據動態模型予以設定，冀能捕捉並預測動態過程的遞移效果（transitional effects）。此外，鑑於關稅減讓對 GDP 的負面效果，主管機關也有必要研擬有效且適當的對策，一則舒緩負面衝擊，二則加速調適能力，其中提升我國競爭力應實乃當務之急（一如表 3-7 之實證結果所示）。

#### （七）環境稅的衝擊不容忽視，其於部門間的區分猶待建立

本章的實證結果顯示，環境稅的開徵將對 GDP 造成顯著的負面影響，但對能源需求的影響卻不顯著。此與第 3 章的實證結果皆一致顯示顯著的負面效果（見表 3-7 及表 3-8）。由於本章在推估隨機邊界時，係使用各部門的時間序列資料（即為 panel data），但環境稅這個變數的資料，卻無法按部門區分，因此，難免影響係數的推估效率。因此，未來應將環境稅按部門加以區分，並考慮環境稅之經濟影響在部門間的差異，期能設定更合適的實證模型。

#### （八）GDP 的資本彈性不高，其需求效率亦待深究

由表 4-3 可見，GDP 的資本存量彈性在各部門間普遍不高（服務業最高，卻

---

<sup>85</sup> 工業受關稅減讓的負面衝擊，反而不如預期中的顯著，主要原因或在於工業部門的關稅減讓已持續進行多年，降幅也達到很低的水準。

僅有 0.25，工業只有 0.18，運輸業及農業不顯著地異於 0)，此一結果顯示資本也可能存在過量使用或缺乏效率的隱憂。惟本研究未就此一課題予以探討，未來應有改善空間。

