

東海大學經濟學系研究所

碩士論文

台灣地區空氣污染之長期研究—顧志耐曲線的不適用性

**The Non-applicability of the Environmental Kuznets
Curve to the Air Pollutants in Taiwan**

指導教授：王宜甲 博士

研究生：葉如芸

中華民國 一 百 年 六 月

謝誌辭

兩年時光匆匆飛逝，在這七百多個日子裡，承蒙指導教授王宜甲博士的諄諄教誨，無論在學術研究方法或做研究態度上，我都有顯著的進步，在此謹致上最深的敬意與謝忱。

除此之外，感謝兩位口試委員逢甲大學經濟系陳麗如教授及東海大學經濟系廖恩愛教授於論文寫作過程的寶貴意見，皆令我受益匪淺，讓我的論文更加完備，謹致以由衷的感謝。平時修課時，承蒙系上陳文典教授、劉仲戎教授、廖培賢、廖恩愛及賀惠玲教授的苦心指導，為論文紮下堅實的基礎，才能使論文順利完成，在此對於您們的付出，表達最誠摯的謝意。更要謝謝系上的珮雯助理、雅嵐助教及曉惠助教在生活上無私的協助，還有研究所同學懿綉、啟家、生富及崇憲在課業上的相互砥礪，倩瑩、伯丞、正杰及尚珉生活上快樂與悲傷的分享，學長姐俊成、文鍵、靜芳無私的協助，在此致上最深的感謝。

最後，感謝父母和兩個弟弟一家的全力支持與關懷，讓我能無後顧之憂的追求自己的理想，達成預定的目標。

葉如芸 謹致

東海大學經濟系研究所

2011年6月

台灣地區空氣污染之長期研究 — 顧志耐曲線的不適用性

摘要

以環境顧志耐曲線 (Environmental Kuznets Curve, EKC) 描述環境品質與經濟成長之間的關係，一直是備受關注的研究議題，EKC 的存在與否至今尚未有一致的結論。大多文獻認為單以經濟成長變數解釋環境品質惡化的現象，是不完全的。基於這個動機，本文以平均每人所得 (月平均經常性所得) 為經濟成長變數和空氣污染濃度 (PM_{10} 、 NO_2 和 O_3) 為環境品質指標，使用 Engle-Granger 二階段共整合的長期模型及轉換自 Autoregressive Distributed Lag (ARDL) 之動態誤差修正模型，研究對象為台灣地區，樣本期間為 1998 年 01 月至 2010 年 05 月，實證結果除了發現這些污染濃度與所得之間不存在倒 U 曲線的 EKC 關係之外，我們更發現真正能夠影響這些污染濃度的並非所得，而是雨量多寡。這樣的實證結果由以下本篇論文所使用的計量方法所支持：Engle-Granger 二階段共整合的長期模型以及轉換自 Autoregressive Distributed Lag (ARDL) 之動態誤差修正模型。

關鍵字：環境顧志耐曲線、共整合檢定、ARDL 模型

Abstract

The Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis states that pollution levels increase as a country develops, but decrease after its material living standard achieves certain turning points. While such pollution–income relationship has been extensively investigated in the EKC literature, none of consensus exists. Most EKC studies suggest that the crucial explanatory variable of environmental quality is economic growth but is it valid and sufficient? This paper uses per capita income to test the EKC hypothesis for selected air pollutants (concentration levels of PM_{10} , NO_2 , and O_3) in Taiwan. We use two-steps Engle–Granger cointegration model and the dynamic error correction model transformed from autoregressive distributed lag (ARDL) model to study short- and long-run pollution–income relationship during the period from 1998M1 to 2010M5. The empirical results suggest that the EKC curve does not exist between per capita income and the concentrations of selected air pollutants in Taiwan; while the monthly levels of rainfall is found to be more critical and can affect the levels of these pollutants.

Keywords: Environmental Kuznets Curve; EKC; Cointegration; ARDL.

目錄

第一章	序論.....	1
第二章	文獻回顧.....	5
2.1	環境願志耐曲線.....	5
2.2	各類環境品質指標.....	9
2.3	以單一國家檢驗 EKC 之文獻.....	10
2.4	比較污染物單位異同的文獻.....	12
2.5	文獻總摘.....	17
第三章	研究方法.....	18
3.1	單根檢定 (UNIT ROOT TEST).....	18
3.2	共整合檢定 (COINTEGRATION TEST).....	20
3.3	自我迴歸分配遞延 (AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG, ARDL) 模型.....	21
第四章	實證結果與分析.....	22
4.1	變數介紹與資料來源.....	23
4.1.1	環境品質指標.....	23
4.1.2	經濟成長指標.....	28
4.1.3	各縣市土地面積.....	28
4.1.4	雨量.....	28
4.1.5	勞動人口.....	29
4.2	資料處理.....	30
4.2.1	單根檢定.....	31
4.2.2	共整合檢定.....	33
4.3	實證模型—ARDL (P,Q)與誤差修正模型.....	35
4.3.1	ARDL (p,q) 模型.....	35
4.3.2	誤差修正模型.....	37
4.4	總結.....	39
第五章	結論與建議.....	41
參考文獻.....		43
《附錄一》	ADF 單根檢定殘差之統計量臨界值.....	46
《附錄二》	DELTA METHOD 計算過程.....	46
《附錄三》	數據來源.....	47

圖目錄

【圖 2-1】	環境顧志耐曲線.....	5
【圖 2-2】	文獻中驗證 EKC 假說，可能得到的關係圖.....	7
【圖 2-3】	環境與所得之間的相互影響.....	8
【圖 4-1】	每月平均總經常薪資的時間趨勢圖.....	30
【圖 4-2】	每月污染物的時間趨勢圖.....	31
【圖 4-3】	每月雨量的時間趨勢圖.....	31

表目錄

【表 1】	以單一國家為研究樣本的實證整理.....	12
【表 2】	比較以濃度和排放量作為環境品質指標的測量單位優缺點.....	13
【表 3】	有 EKC 結果的文獻及其所估計之轉折點整理.....	17
【表 4】	驗證結果為無 EKC 的文獻.....	17
【表 5】	二氧化氮的暴露時間與濃度對人體健康的影響.....	25
【表 7】	空氣品質標準規定.....	27
【表 8】	目標變數描述與資料來源.....	29
【表 9】	ADF 單根檢定 (H_0 : 目標變數具有單根特性).....	32
【表 10】	二階段共整合檢定結果.....	33
【表 11】	ARDL 模型估計結果.....	37
【表 12】	未限制 ARDL 轉換成誤差修正模型的估計結果.....	39

第一章 序論

世界自然基金會 (World Wide Fund for Nature, WWF) 在 1998 年所發表的生命地球報告文中警告，人類對地球自然資源的需求不斷增加，資源使用量已經高達地球所擁有的百分之五十，顯示人類不只將面臨資源短缺的未來，還必須面對過度使用資源所產生許多污染物對地球生態、氣候所造成的影響。¹然而，地球對人類生存和經濟活動所排放的污染廢棄物在承載能力上有其極限，當達到某些臨界點時，地球會發生「自然資源耗竭」及「吸收工業和農業廢棄物的能力有限」等事實。²隨著人口與自然資源的逐漸擴張，將必須挪用越來越多的資本，解決因我們無法控制這些擴張所造成的問題。最後，因為挹注於處理這些問題的資本太龐大，導致工廠產出無法維持進一步的成長。當工業因無法繼續成長而開始走下坡後，社會將無法再提供其他經濟領域（如糧食、服務業其他的消費模式）愈來愈大量的需求，在供不應求的情況下，這些經濟領域、人口皆會隨之停止成長。整個生態系統將會出現現在人們已熟悉的「地球反撲」，人類將為此付出極大的代價。過去那種人們自以為是、無限成長的榮景會因此結束，人們的生活品質也將下降，甚至出現更嚴重的內爆 (implosion)。³

大自然透過極大的衝擊給人類的警告，甚至引發極大的論戰。例如，南極冰雪的融化，造成全球海平面的上升，進而影響生物生態及環境氣候變遷。2009 年底，因為「北極震盪」的影響，北極圈的冷空氣南下流竄，北緯 20 度以北的區域都感受到比以往更為酷寒的天氣。

⁴北半球中緯度地區暴雪肆虐，冰封大地，包括中國、韓國、美國與歐洲許多國家都創下低

¹世界自然基金會 (World Wide Fund for Nature, 簡稱 WWF) 成立於 1961 年 9 月 11 日 (成立時稱為世界野生生物基金會，英文：World Wildlife Fund, 1986 年改為現名)，世界自然基金會的最終目標是制止並最終扭轉地球自然環境的加速惡化，並幫助創立一個人與自然和諧共處的美好未來。

²Roughgarden (1979) 定義承載能力指在給定一個最大的生態系統 (或行星)，在不損害生態系統之下可以持續支持的人口規模。行星的承載能力，取決於幾個因素：經濟活動，人口以及它如何影響環境、資源量。

³內爆是由加拿大當代學者 McLuhan (1964)，在他《理解媒介》(Understanding the Media, 1964) 一書中提出來的概念。是指這是在資本主義媒介下，所引導整個社會到一個直接而嚴重的後果的最後形態。

⁴北極振盪 (Arctic Oscillation, 縮寫：AO, 又稱北極濤動) 是指北極的氣壓與北半球中緯度地帶的氣壓呈現反向變動關係的現象。此現象描述是由 Thompson and Wallace (1998) 提出。當北極振盪指數為正值時，表示北極的氣壓較例年為低，與中緯度的氣壓差變大，此時繞

溫與降雪量紀錄，雪災造成多處交通中斷與農業損失。台灣近四十年來，天然災害發生次數頻率，出現倍數成長，以每五年進行分析，1972年至1976年之間的年平均三點二次，已逐年上升達1997年至2001年的年平均七點二次，顯示天然災害有「越來越頻繁」趨勢，而且一次比一次嚴重。因此大自然對人類的反撲，絕對不容忽視。

根據「聯合國氣候變遷基礎公約」提到氣體污染問題持續嚴重化，全球每年排放179億3100萬噸溫室氣體中，單單美國即達70億6700萬噸，占了四成。⁵歐洲要求及早簽訂「京都議定書」，針對相關溫室氣體排放標準做更進一步的限制與規定。⁶而美國則以「降低排放不利經濟成長」為理由而始終拒絕。前首席經濟學家史登伯爵(2005)研究暖化對經濟的衝擊報告中提到，地球暖化的問題如果不能及早面對，世人將付出七兆美元的代價，大過兩次世界大戰及1930年代經濟大蕭條之害，而且在可見的未來，將會使全球經濟成長率持續下降5%–20%。WWF在1998年所發表的生命地球報告文中指出台灣在全球一百五十一個國家中，台灣每人平均消費對生態的資源壓力值為世界每人平均值的三點四二倍，高居世界第二位，僅次於挪威的四點零倍。由此可知，台灣地區的人民對地球影響造成不容小覷的壓力。環境保護的目的本來是追求國人生活品質的提升，而經濟發展的目的則是在追求改善國人的物質生活條件，因為經濟發展所造成的環境破壞，我們該如何解決這個問題？該如何在「發展經濟，降低貧窮」與「減少污染，避免環境陷入不可以復育程度」之間找出一個平衡點是相當重要的議題。

北極的寒帶噴射氣流—極地渦旋(Polar Vortex)變強，此一變化會抑制北極的寒冷氣流南下，使得歐亞大陸北部及北美洲北部的冬季氣溫較例年為高，形成暖冬。反之，當北極振盪指數為負值時便會造成北半球中緯度地帶冬季嚴寒。

⁵聯合國氣候變化綱要公約(United Nations Framework Convention on Climate Change, UNFCCC 或 FCCC)於1992年5月在紐約聯合國總部通過，1992年6月在巴西里約熱內盧召開的有世界各國政府首腦參加的聯合國環境與發展會議期間開放簽署。1994年3月21日，該公約生效。該公約沒有對個別締約方規定具體需承擔的義務，也未規定實施機制。從這個意義上說，該公約缺少法律上的約束力。但是，該公約規定可在後續從屬的議定書中設定強制排放限制。到目前為止，主要的議定書為《京都議定書》。

溫室氣體主要包含二氧化碳(CO₂)、甲烷(CH₄)、氧化亞氮(N₂O)、氟氯碳化物(HFCs)、全氟化物(PFCs)及六氟化物(SF₆)。

⁶京都議定書(Kyoto Protocol, 又譯《京都協議書》、《京都條約》；全稱《聯合國氣候變化綱要公約的京都議定書》)是《聯合國氣候變化綱要公約》(United Nations Framework Convention on Climate Change, UNFCCC)的補充條款。1997年12月在日本京都由聯合國氣候變化綱要公約參加國三次會議制定。其目標是「將大氣中的溫室氣體含量穩定在一個適當水平，進而防止劇烈的氣候改變對人類造成傷害」。於1997年12月日本京都「第三次締約國大會」(COP3)中簽署「京都議定書」，規範38個國家及歐盟(即所謂附件B國家)，以個別或共同的方式控制人為排放之溫室氣體數量以期減少溫室效應對全球環境所造成的影響。

Kuznets Curve 最早是探討所得水準與所得不均度的關係的一個倒 U 形曲線，由經濟學家 Kuznets (1955) 提出，他強調一國除了追求經濟發展之外，亦須重視福利分配；因此，經由實證得出，所得不均度隨著所得的成長而加深，但是到了特定所得水準後，所得不均的現象則隨著所得的增加而降低，形成我們所謂的 Kuznets Curve。之後，將此一概念應用至探討所得水準與環境污染水準之關係，因曲線形狀與顧志耐曲線類似，故稱環境顧志耐曲線 (environmental Kuznets curve，簡稱 EKC)。

環境顧志耐假說，指出一個國家的物質生活水準與環境品質惡化程度會呈現倒 U 字型的關係。換言之，在經濟發展初期，環境品質惡化程度較輕微，但隨著國民所得的增加，環境品質會逐漸惡化。但隨著收入的增加，民眾對於環境品質之重視逐漸增加，環境污染強度與經濟成長趨勢逐漸偏離這個倒 U 字形。觀察世界各國的環保單位所提供的數據，我們可以發現能源使用量會隨著所得的增加而上升，而環境污染亦會隨之同步增加，得到污染物與所得之間呈現正相關；但當經濟發展進入一定階段，一方面由於環保意識的提升，一方面由於所得愈高，愈有能力讓資源用於環保的規範與執行，因此所得與污染物之相關性會由正值變為零，再從零變為負值。根據這些數據，我們更可以發現環境品質惡化最嚴重的地區，大多是經濟成長快速的開發中國家，先進國家則擁有較佳的環境品質。因此，當所得增加時，人們會覺得環境品質是一個奢侈財，人們會想要改善環境品質來降低污染物，並期望透過 EKC 曲線找出在多少所得水準下，環境品質惡化情形可以改善。

過去文獻探討 EKC 的差別，大多在污染物的選擇做變化，資料選擇則是選擇數個國家作分析，但是分析所得到的結果要作為哪一個國家的施政參考將有所爭議。本研究欲探討在經濟成長發展快速的台灣，經濟成長與環境品質之間是否存在「隨著所得增加，先惡化後改善」的 EKC 曲線；若 EKC 假說成立，將進而估計 EKC 曲線轉折點的所得水準；但若 EKC 假說不成立，我們將嘗試以其他解釋變數來解釋污染物的變化。

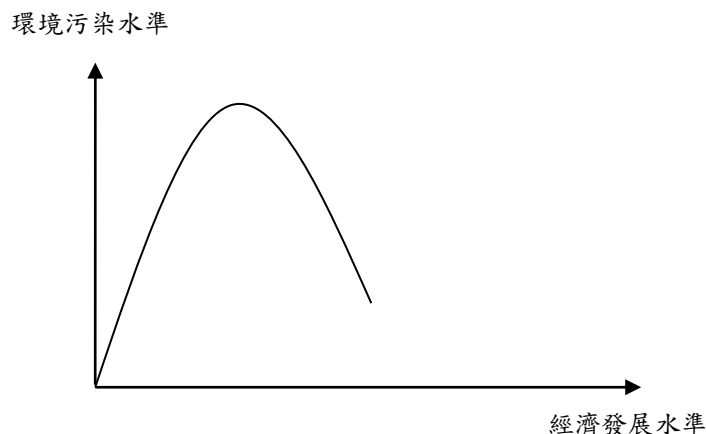
本篇論文的章節結構如下。第二章回顧並整理過去探討污染與經濟成長的理論與 EKC 實證文獻；第三章介紹本文所使用之檢定方法及實證模型；第四章詳細介紹各個變數及其來源，並依資料性質選擇適當處理方式，進而選定各污染物的最佳動態模型實證分析經濟成長與環境品質之間的關係；第五章摘要實證結果及建議。

第二章 文獻回顧

本章以環境顧志耐曲線的介紹開始，接著以資料使用單位、研究方法、其他解釋變數—氣候條件、資料屬性以及環境品質指標等差異作為區隔，將過去學者的文獻分類整理。

2.1 環境顧志耐曲線

早期探討環境品質與經濟發展的理论起源於 Forster (1973)，其認為經濟體系必須考慮外溢效果，這樣的經濟成長模型才是最適模型，於是他將具外溢效果的污染納入古典經濟成長模型中，而成為一個經濟成長的動態模型，他推導出資本存量與污染量之間的動態模型。⁷接著 Grossman and Krueger (1991)、Shafik and Bandyopadhyay (1992)、Panayotou (1993b)、Selden and Song (1994) 等文獻皆已證實污染物與所得之間存在倒 U 字形的關係。這結果與 Kuznets (1955) 研究所得水準與所得不均度之間關係的 Kuznets Curve，有異取同工之處，所以 Panayotou (1993a) 稱這一條倒 U 字形曲線為 EKC，如【圖 2-1】。



【圖 2-1】 環境顧志耐曲線
(資料來源: Panayotou (1993a))

Selden and Song (1995) 為使驗證 EKC 假說的模型更一般化，於是放寬 Forster (1973) 對經濟成長動態模型的過度限制，他們並建議政府可以投入資源來控制污染，讓污染可以有

⁷外溢效果指某單位進行的某些經濟活動，此活動可能會引起其他單位的生產條件、所得或資產狀況產生變動，但卻沒有得到受影響單位的同意，如污染等。外溢效果之影響可能為正亦可能為負，其所涉及的估計技術相當困難及複雜，即使將外溢效果內部化，仍然難以評估影響的價值多少。

減少的路徑，其結果與他們在 1994 年實證研究的結果相呼應。驗證環境品質與經濟成長之間的關係是否符合 EKC 假說，文獻中的研究模型如下：

$$P_{it} = \alpha + \beta_0 Y_{it} + \beta_1 Y_{it}^2 + \beta_2 Y_{it}^3 + \beta_3 t + \boldsymbol{\gamma}' \mathbf{d}_{it} + \epsilon_{it} \quad (2-1)$$

其中，下標 i 與 t 分別代表特定部門/國家以及時間， P_{it} 為環境品質指標， Y_{it} 為經濟成長指標，通常以每人所得代表之， \mathbf{d}_{it} 為非當期所得之外生變數所組成的向量， t 為時間趨勢， ϵ_{it} 為擾亂項期望值零，變異數固定之白噪音。(2-1) 式迴歸係數 β_0 、 β_1 、與 β_2 的顯著與否，所代表含意如下：

1. 若 $\beta_0 > 0$ 且 $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 成立，表示環境品質指標與經濟成長指標之間的關係，呈現單調遞增之線性關係，如【圖 2-2 (a)】。
2. 若 $\beta_0 < 0$ 且 $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 成立，表示環境品質指標與經濟成長指標之間的關係，呈現單調遞減之線性關係，如【圖 2-2 (b)】。
3. 若 $\beta_0 > 0$ 、 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 = 0$ 成立，表示環境品質指標與經濟成長指標之間的關係，為一倒 U 字形曲線，即所謂環境顧志耐曲線，其轉折點的所得水準為 $Y^{TP} = -\frac{\beta_0}{2\beta_1}$ ，如【圖 2-2 (c)】。
4. 若 $\beta_0 < 0$ 、 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 = 0$ 成立，表示環境品質指標與經濟成長指標之間的關係，為一 U 字形曲線，其轉折點的所得水準為 $Y^{TP} = -\frac{\beta_0}{2\beta_1}$ ，如【圖 2-2 (d)】。
5. 若 $\beta_0 > 0$ 、 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 > 0$ 成立，表示環境品質指標與經濟成長指標之間的關係，為一 N 字形曲線，其 2 個轉折點的所得水準為 $Y^{TP} = \frac{-\beta_1 \mp \sqrt{\beta_1^2 - 3\beta_0\beta_2}}{3\beta_2}$ ，如【圖 2-2(e)】。

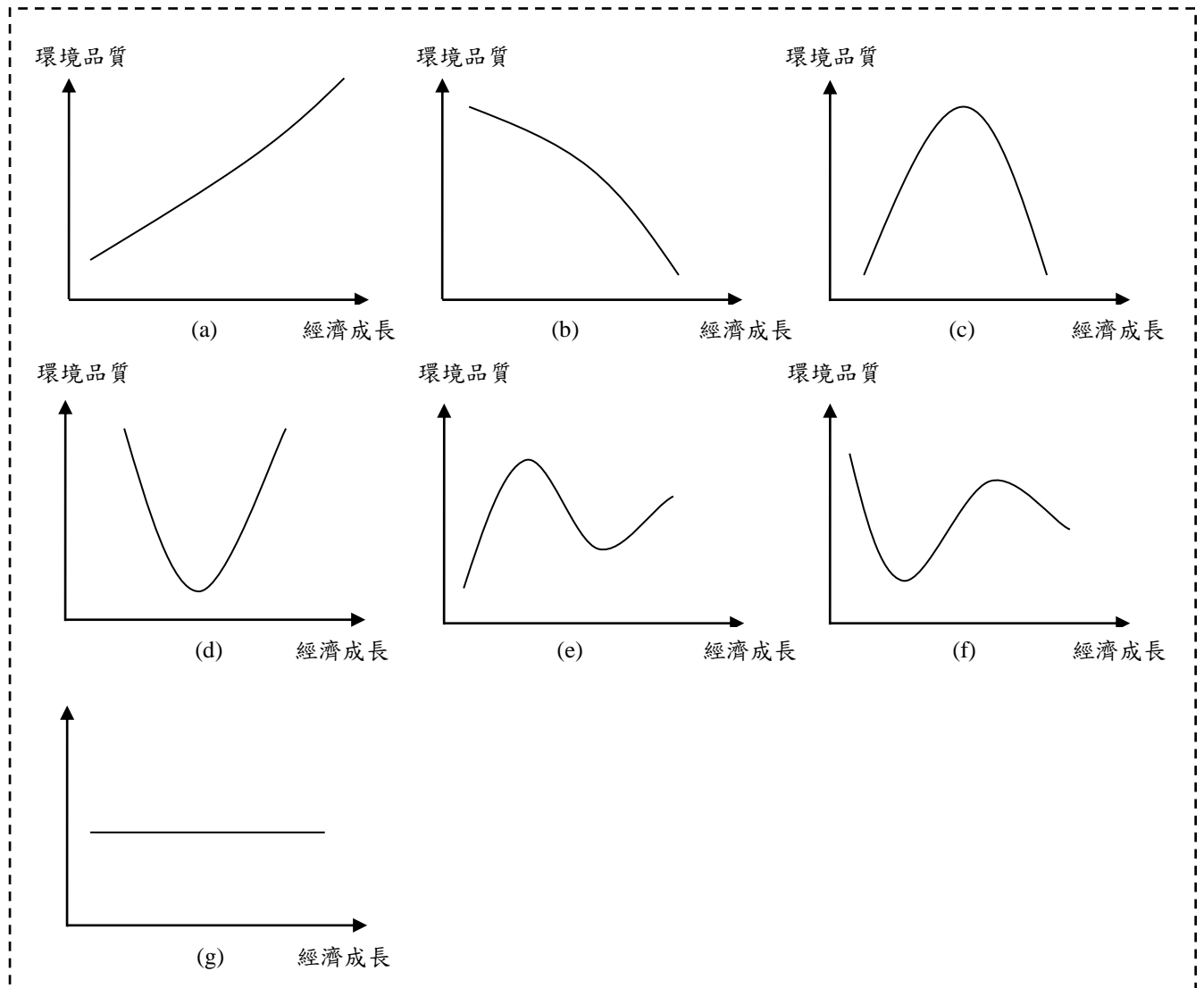
(Wang (2010), pp.53)

6. 若 $\beta_0 < 0$ 、 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 > 0$ 成立，表示環境品質指標與經濟成長指標之間的關係，

為一倒 N 字形曲線，其 2 個轉折點的所得水準為 $Y^{TP} = \frac{-\beta_1 \mp \sqrt{\beta_1^2 - 3\beta_0\beta_2}}{3\beta_2}$ ，如【圖 2-2(f)】。

(Wang (2010), pp.53)

7. 若 $\beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$ ，為水平線，表示環境品質不受經濟成長指標影響，如【圖 2-2 (g)】。

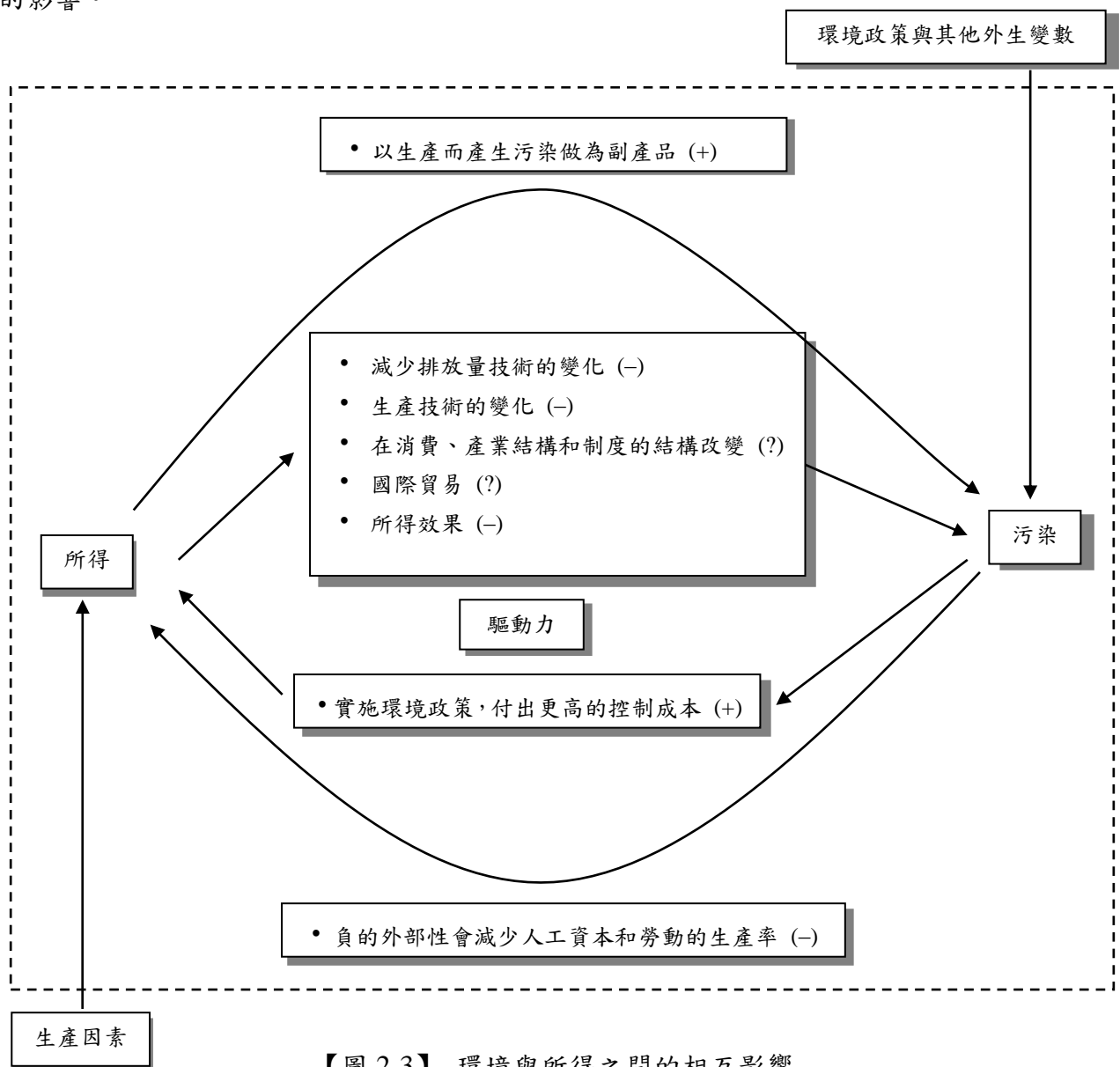


【圖 2-2】 文獻中驗證 EKC 假說，可能得到的關係圖

(資料來源：Wen and Cao (2009), pp.72)

(2-1) 式中的 d_{it} 與所得的關係，可透過 Hung and Shaw (2006) 所繪製的【圖 2-3】描述外生變數與污染物之間的正負關係了解，人們在獲得所得的過程中會因生產而產生污染，更因為污染的外部性驅使人們想要減少產出，顯示所得與污染物之間存在交互影響，他們

更進一步提出檢驗 EKC 假說的文獻總是用單一方程式，估計環境品質與所得之間的關係，然而，環境品質與所得都是內生變數，因此他們以 1988 年 1997 年為樣本期間，檢驗台灣地區空氣污染與每人平均所得之間是否存在環境願志耐曲線假說時，先以聯立方程式模型判定是所得影響污染還是污染影響所得，其實證結果顯示「平均每人所得及二氧化氮」和「平均每人所得及一氧化碳」都存在著倒 U 字形曲線的關係，且空氣污染對所得並無顯著的影響。⁸



【圖 2-3】 環境與所得之間的相互影響
(資料來源：Hung and Shaw (2006), pp.22)

⁸見 Hung and Shaw (2006)，環境品質與所得都是內生變數，即代表這兩者會有同期的交互影響。其空氣污染包括懸浮微粒、二氧化硫、二氧化氮以及一氧化碳。

Vincent (1997)、Friedl and Getzner (2003)、Wen and Cao (2009) 等文獻皆提出污染物與所得之間的關係雖呈現倒 U 形狀，但每人 GDP 並非是唯一的解釋變數，許多文獻所採用的解釋變數，如經濟活動密度、進出口貿易、人民自由權與政府政策、時間趨勢、結構性改變、資本與勞動比、區域性、技術改變、能源價格、人口成長率、教育、氣候…等等皆可能是影響環境品質的重要因素。除此之外，氣候的變化也會影響空氣污染物的濃度，Wen and Cao (2009) 文中指出氣候的變化對污染物濃度有所影響，例如，一年較多定期降雨可能會使空氣污染物的移動距離有限，以致於該城市監測到的污染物濃度比實際值還低，然而這些因素也很難受收入影響。Friedl and Getzner (2003) 則採用每年與長期平均溫度的差距來解釋污染物排放量的變化，且得到該變數的係數估計值顯著的結果，該研究顯示除了所得之外還有其他變數可以解釋污染物的變化。

2.2 各類環境品質指標

Wen and Cao (2009) 說明研究環境品質與經濟成長關係的研究結果不同，是由於實證數據的環境品質指標選擇以及研究對象（國家）不同，以致無法貼切形容經濟發展的變化，如同 Grossman and Krueger (1995) 所言，環境和經濟成長的研究應該要著重於全方面，應採用非單一污染物做為環境品質指標。有文獻以環境品質的綜合數值做為環境品質指標，例如 Liu et al. (2007) 在驗證中國的環境品質與經濟成長是否符合 EKC 假說時，不只採用水污染、總懸浮微粒、二氧化硫、氮氧化物作為環境品質指標，他們更使用 Nemerow 指標驗證與經濟成長之間關係是否呈現倒 U 形狀，實證結果顯示用來評估整體環境品質的 Nemerow 指標與每人 GDP 之間呈現單調遞減。⁹

⁹見 Wen and Cao (2009) 採用二氧化硫、廢水、廢氣以及廢土作為環境品質指標。

見 Liu, et al. (2007)，其 Nemerow 指標 = $\sqrt{\frac{MaxI_i^2 + AvgI_i^2}{2}}$ ，其中 $I_i = \frac{C_i}{S_i}$ ， C_i 為觀察到的污染物濃度， S_i 為污染物的目標濃度。

2.3 以單一國家檢驗 EKC 之文獻

環境願志耐曲線的實證文獻大多是針對數個國家做研究，極少部分文獻採用單一國家來檢驗污染物與每人所得之間的關係來做研究。Vincent (1997) 則針對馬來西亞的 13 州資料檢驗此一假說，以 1973 年至 1991 年為樣本期間，利用固定效果與隨機效果模型檢驗馬來西亞的水污染和空氣污染是否符合 EKC 假說，其中水污染包括生化需氧量 (BOD) 以及化學需氧量 (COD)，空氣污染則包含懸浮顆粒、硫氧化物、氮氧化物以及一氧化碳。結果顯示，無法藉由污染物與所得的關係來預測馬來西亞的空氣與水污染的趨勢，特別是這六種污染物與所得之間的關係皆不符合 EKC 假說，這樣的結果與追蹤資料所預測出來的關係式不一樣。作者建議發展中國家不可依賴經濟成長來解決空氣與水污染的問題。

Friedl and Getzner (2003) 以單一國家的追蹤資料為研究樣本，其所得到的結果更貼近該國的經濟史¹⁰，另一方面，他們指出 EKC 假說除了說明所得與污染的長期關係外，關鍵的歷史因素，例如七十年代中期的石油危機很少被考慮進來。因此，該研究以 1960 年至 1999 年為樣本期間，並以時間虛擬變數檢驗污染在奧地利是否具有結構性改變。研究結果顯示二氧化碳排放量與每人 GDP 之間的關係呈現 N 字形，其兩個轉折點分別在 1973 年至 1975 年與 1992 年與 1993 年，分別因石油價格衝擊與經濟衰退造成結構性改變。他認為結構性改變雖然可以減緩二氧化碳排放量成長的趨勢，但仍無法讓二氧化碳總排放量下降；因此建議奧地利需要修改政策去因應石油價格變動造成的結構性改變，進而達成如京都議定書這一類的國際協定，以實現奧地利對環境所該背負的義務責任。

Hung and Shaw (2006) 使用台灣地區的追蹤資料檢驗空氣污染與平均每人所得之間的關係是否存在 EKC 假說，其中空氣污染包含懸浮微粒、二氧化硫、二氧化氮以及一氧化碳，樣本期間為 1988 年至 1997 年。其發現平均每人所得—二氧化氮和平均每人所得—一氧化

¹⁰ 見 Friedl and Getzner (2003)，其文中舉環境政策和環境壓力為例代表一國的經濟史。

碳都存在倒 U 字形曲線的關係，即隨著所得的增長，二氧化氮和一氧化碳的濃度，會先增加後減少。並發現空氣污染對所得並無顯著的影響。

Akbostanci et al. (2009) 使用共整合及追蹤資料研究土耳其的環境品質與所得之間的關係，共整合檢驗以 1968 年至 2003 年為樣本期間，追蹤資料模型的樣本則為土耳其的 58 州，1992 至 2003 年的資料。共整合檢定的結果顯示，CO₂ 與所得之間的長期關係呈現單調遞增。追蹤資料模型的結果顯示，PM₁₀ 與 SO₂ 排放量兩者與所得之間的關係皆呈現 N 字形。因此，兩種不同模型檢驗土耳其的環境品質與所得之間的關係所得到的結論，皆不符合環境願志耐假說。

Wen and Cao (2009) 採用 1898 至 2008 年中國的二氧化硫、廢水、廢氣以及廢土作為環境品質指標，再加上國民每人所得、污染物的排放量以及人口數，以最小平方法 (Ordinary least squares, 簡稱 OLS) 分析數據，結果顯示主要污染物排放量增加雖然趨於緩慢，但是主要污染物排放並沒有 EKC 的典型特徵。他指出 EKC 假設並不存在中國的經濟成長與環境品質之間，但也許時間數列較長之後，環境願志耐曲線的轉折點將會出現。他們更建議，中國不能完全靠經濟成長來解決環境問題，而是政府應該要選擇正確的方式來促進經濟成長且減少污染。因此，使用環境願志耐理論來分析中國的經濟成長與環境品質之間的關係來決定政策，可能會導致嚴重的後果與巨大代價。本文將以單一國家為研究樣本文獻整理成【表 1】。

【表 1】 以單一國家為研究樣本的實證整理

作者	Vincent (1997) ²	Friedl and Getzner (2003)	Hung and Shaw (2006)
研究國家	馬來西亞	奧地利	台灣
樣本期間	1973–1991	1960–1999	1988–1997
環境品質指標	NO _x 、PM ₁₀ 、CO ₂ 、SO _x	CO ₂	NO ₂ 、PM ₁₀ 、CO、SO ₂
經濟成長變數	平均每人實質 GDP	每人實質 GDP	平均每人 GDP
其他解釋變數	人口密度	時間虛擬變數	人口密度
		結構性改變	區域
模型	固定和隨機效果模型	共整合模型	追蹤資料模型
資料形式	年資料	年資料	年資料
結論	皆不符合 EKC 假說	不符合 EKC 假說	符合 EKC 假說
作者	Akbostanci, et al. (2009)	Wen and Cao (2009) ²	
研究國家	土耳其	中國	
樣本期間	1968–2003	1989–2008	
環境品質指標	CO ₂ 、PM ₁₀ 、CO ₂	SO ₂	
經濟成長變數	平均每人 GDP	平均每人 GDP	
其他解釋變數	人口密度	N/A	
模型	追蹤資料模型	最小平方法	
資料形式	年資料	年資料	
結論	皆不符合 EKC 假說	皆不符合 EKC 假說	

註：²上述環境品質指標以空氣污染為主，其他污染不納入本表中。

2.4 比較污染物單位異同的文獻

在驗證 EKC 假說的文獻中，空氣污染物最常用的兩種測量單位就是污染物排放量¹¹以及污染物濃度¹²。污染物排放量的計算方法是以實際消費的能源乘以排放係數得到，而污染物濃

¹¹ 空氣污染物排放量推估的方式包括間接推估方法（排放係數法），及直接測定方法（工廠煙囪/排放管道、排放口的量測）。但後者需較高的成本，故僅能做有限的實測，對於重要者、重點處或特殊者才進行實地直接測定，一般則較常採用間接的、學理的估計方法進行排放量的推估，尤其是針對整個工廠或區域性排放量的推估，最常採用排放係數推估的方式。

¹² 各種污染物之濃度計算均以凱氏溫度二七三度及一大氣壓下未經稀釋之乾燥排氣體積為計算基準。燃燒過程排氣中之氧氣百分率如無特別規定則以 6% 氧氣為參考基準，非燃燒過程則以未經稀釋之乾燥排氣體積為計算基準。但對特定行業標準另有規定者，則採該項規定中之排氣含氧百分率為參考基準。污染物濃度（C）及排氣量（Q）校正計算公式如左： $C = \frac{21 - O_n}{21 - O_s} \cdot C_s$ ， $Q = \frac{21 - O_s}{21 - O_n} \cdot Q_s$ ，其中

C：經校正或不需校正之污染物排放濃度，單位為 ppm 或 mg/N。

C_s：依照測定方法測得之污染物排放濃度，單位為 ppm 或 mg/N。

O_n：排氣中含氧百分率之參考基準值，單位為 %。

O_s：排氣中含氧百分率之實測值，單位為 %，如超過 20%，則以 20% 計算之。

度則是依據污染觀察監測站測量到的數據。在許多國家裡，污染物的濃度只能在觀察監測站的附近才能測量到，但是大部分國家環保單位都將觀察監測站設在大城市，因此，當許多污染密集型企業搬移到郊區時，他們對環境的損害可能不被監測到。然而，這些因素與國家的財富水平卻是沒有相關性的。Wang (2010) 比較以排放量或濃度作為環境品質指標衡量單位的優劣，整理成【表 2】。

【表 2】 比較以濃度和排放量作為環境品質指標的測量單位優缺點

(資料來源：Wang (2010), pp.60 Tab.4.1)

	濃度	排放量
測量方式 ^a	➤ 依據污染觀察監測站所量到的數據	➤ 以實際消費的能源乘以排放係數
優點	<ul style="list-style-type: none"> ➤ 與人體健康和環境品質有直接關係。 ➤ 濃度測量不論大國小國均一致，因此不受測量區域大小所影響。 ➤ 由可靠的監測儀器直接測量得到。 	<ul style="list-style-type: none"> ➤ 與經濟活動和更廣泛的環境問題有直接相關性。 ➤ 不受大自然或特定區域干擾。 ➤ 通常具有較久的數據紀錄。
缺點	<ul style="list-style-type: none"> ➤ 會隨時間、地點而變化。 ➤ 城市的地理和自然特性會有部分影響。 ➤ 會受監測站設置的位置影響。 	<ul style="list-style-type: none"> ➤ 同等排放量對小國與大國所造成的影響並不相同，難以藉此比較環境惡化的程度。 ➤ 各國的排放量轉換方式不盡相同，造成不一致的結果。

註：^a根據行政院環保署定義。

使用排放量做為環境品質指標的單位中，有許多實證研究可支持 EKC 假說，例如 Selden and Song (1994) 與 List and Gallet (1999) 等文獻。Selden and Song (1994) 以 1973 年至 1994 年的追蹤資料為樣本，使用固定效果和隨機效果模型，驗證懸浮微粒、二氧化硫、氮氧化物以及一氧化碳的每人排放量與平均每人 GDP 之間的關係，得到的實證結果與他 1995 年的理論是相互應的。¹³List and Gallet (1999) 則採用美國 48 州的追蹤資料為樣本，以 1900

Q：經校正或不需校正之排氣量，單位為立方公尺／分 (N/min)。

Qs：依照測定方法測得之排氣量，單位為立方公尺／分 (N/min)。

¹³固定效果模型又稱共變異分析模型 (Covariance Analysis Model)。固定效果模型可以同時考慮橫斷面與時間序列資料。且容許當時間序列資料無差異性存在或橫斷面資料有差異性存在。因此迴歸式中橫斷面資料為觀察到的效果部分 (截距項) 不相等，使得迴歸式中呈現個別單位有其獨立的截距項。

隨機效果模型又稱誤差組成模型 (Error Components Model)。隨機效果模型跟固定效果模型類似，它可以同時考慮橫斷面與時間序列 (時間別) 並存的資料，且容許橫斷面與時間序列間同時有差異性存在，即使有區域的差異，來自區域的差異外，亦會隨著時間不同而有所變動。

年至 1994 年為樣本期間，以二氧化硫和氮氧化物為環境品質指標驗證 EKC 假說，得到兩者關係為倒 U 曲線形狀。

有些以污染物排放量代表環境品質的實證研究並不支持 EKC 假說，例如 Vincent (1997)、Friedl and Getzner (2003)、AkboſtaſcI, et al. (2009) 等文獻。其中 Vincent (1997) 以 1973 年至 1991 年為樣本期間，使用固定效果與隨機效果模型檢驗馬來西亞的水污染與空氣污染是否符合 EKC 假說，得到這六種污染物與所得之間的關係並不符合 EKC 假說，他指出這樣的結果與追蹤資料所預測出來的關係式不一樣。AkboſtaſcI, et al. (2009) 則是使用兩種方法研究土耳其的環境品質與所得之間的關係，(一)、以共整合檢定二氧化碳排放量與平均每人所得關係。(二)、使用追蹤資料模型檢驗懸浮微粒 (PM₁₀) 和二氧化硫 (SO₂)，分別與所得之間的關係。其中共整合檢驗是以 1968 年至 2003 年為樣本期間，追蹤資料模型的樣本則為 1992 至 2003 年土耳其 58 州的資料。共整合檢定的結果顯示，CO₂ 與所得之間的長期關係呈現單調遞增。追蹤資料模型的結果顯示，PM₁₀ 與 SO₂ 排放量兩者與所得之間的關係皆呈現 N 字形。因此，兩種不同模型檢驗土耳其的環境品質與所得之間的關係所得到的結論，皆不符合環境願志耐假說。

Friedl and Getzner (2003) 以 1960 年至 1999 年為樣本期間，探討奧地利的經濟發展和二氧化碳 (CO₂) 排放量之間的關係，解釋變數包括每年與長期平均溫度的差距、出口產值佔名目 GDP 的比例、服務部門產值佔名目 GDP 的比例以及時間虛擬變數，其中「出口產值佔名目 GDP 的比例」是用來檢驗「污染避難所假說」(pollution haven hypothesis) 是否存在，而時間虛擬變數則是為了檢驗污染是否具有結構性改變。研究結果顯示二氧化碳排放量與每人 GDP 之間的關係呈現 N 字形，其兩個轉折點在 1973 年至 1975 年與 1992 年與 1993 年，分別因石油價格衝擊與經濟衰退造成結構性改變。

使用濃度做為環境品質指標單位的文獻中，有許多支持環境願志耐假說。例如，

Grossman and Krueger (1991)、Shafik and Bandyopadhyay (1992)、Panayotou (1993b)、Cole *et al.* (1997)、Hung and Shaw (2006) 等文獻。其中 Grossman and Krueger (1991) 以北美洲 42 個國家為樣本，分別以 1977 年、1982 年和 1988 年為樣本期間，以二氧化硫、煙霧和懸浮微粒作為環境指標，每人 GDP 為經濟成長指標，並以樣本的中位數和 95th 之數據去驗證 EKC 假說是否成立，唯懸浮微粒和每人 GDP 之間呈現單調遞減，而「二氧化硫及每人 GDP」與「煙霧及每人 GDP」皆符合 EKC 假說。Shafik and Bandyopadhyay (1992) 採用固定效果模型來估計二氧化碳濃度與每人 GDP 之間的關係考慮民主的虛擬變量、時間趨勢及貿易強度等解釋變數，結果支持環境顧志耐曲線的存在。Panayotou (1993b) 則是利用區域條件虛擬變數和人口密度作為外生變數，實證結果顯示二氧化硫排放量和經濟發展之間存在 EKC 曲線的關係。¹⁴他並使用隨機效果模型且考慮時間和人口密度虛擬變數分析二氧化硫排放量與每人 GDP 之間的關係，得到環境顧志耐曲線存在的結論。Cole, *et al.* (1997) 則以 OECD 國家的追蹤資料為樣本，利用所得、所得平方、貿易強度以及時間趨勢解釋這些國家的環境品質變數，環境品質變數包含二氧化硫、懸浮微粒、一氧化碳、二氧化氮、氟氯碳化合物、海龍和甲烷，採用固定效果模型進行研究。結果發現區域性比全球性的空氣污染更符合 EKC 假說，也發現區域性空氣污染排放量中，二氧化氮排放量 EKC 轉折點的所得水準是最高的，實證結果支持 Selden and Song (1994) 對 EKC 驗證所得到污染物濃度的 EKC 轉折點，所得水準會高於污染物排放量的轉折點之結論，並指出 N 型關係並不存在。¹⁵ Hung and Shaw (2006) 以 1988 年至 1997 年為樣本期間，使用懸浮微粒、二氧化硫、二氧化氮以及一氧化碳的濃度做為環境品質指標，並以聯立方程式估計環境品質與所得之間的關係，結果顯示二氧化氮—平均每人所得與一氧化碳—平均每人所得，都存在倒 U 字形曲線的關係。

但也有其他學者提出否定 EKC 假說的實證研究；如 Day and Grafton (2003)、Liu, *et al.*

¹⁴ 見 Shafik and Bandyopadhyay (1992) 利用區域條件虛擬變數區分赤道與非赤道國家。

¹⁵ 見 Cole, *et al.* (1997)，因為經濟發展三次方和環境質量的關係必須擴大到正、負無窮大，環境顧志耐假說才有辦法成立。

(2007) 和 Wen and Cao (2009) 等文獻。Day and Grafton (2003) 用標準縮減式模型檢驗環境惡化與實質平均每人 GDP 之間的關係是否符合 EKC 假說。其採用一氧化碳、二氧化碳、二氧化硫和懸浮微粒濃度為環境品質指標，二氧化碳樣本期間為 1958 年至 1995 年，其餘污染物則以 1974 年至 1997 年為樣本期間。在這四種污染物之中，只有一氧化碳濃度隨著實質平均每人 GDP 增加而下降。他建議加拿大要政策和獎勵同時並行，促使各部門從高污染製造產業轉變成低污染產業，並減少消費對環境有危害的商品以防止環境繼續惡化。Liu, *et al.* (2007) 以深圳的水污染、總懸浮微粒、二氧化硫、氮氧化物以及 Nemerow 指標來檢驗 EKC 假說是否成立。其中 Nemerow 指標是用來評估整體環境品質，該指標可以反應環境污染是否達到污染目標值。作者以 1989 年至 2003 年為樣本期間，採用環境監測站所測得深圳周遭空氣、主要河流以及近岸河水的污染濃度來進行驗證 EKC 假說。結果顯示，生產所引起的污染物支持 EKC 假說而消費量產生的污染物則不支持。Wen and Cao (2009) 採用 1898 至 2008 年中國的二氧化硫排放量、廢水、廢氣排放量以及廢土量作為環境品質指標，並以每人國民所得作為解釋變數，以 OLS 檢驗此一假說的存在性。結果顯示主要污染物排放增加量雖然趨於緩慢，但是這些污染物並沒有符合環境顧志耐曲線的特徵，因此，顧志耐曲線的假說在中國並無法被支持。他認為也許隨著時間經過，資料點足夠時，環境顧志耐曲線的轉折點將會出現。

本研究將支持及不支持 EKC 假說的文獻，我們分別由各文獻使用的環境品質依排放量與濃度整理成【表 3】和【表 4】，當 EKC 假說成立時，【表 3】中的所得水準代表其估計的轉折點。

【表 3】 有 EKC 結果的文獻及其所估計之轉折點整理

	作者	PM ₁₀	NO ₂	SO ₂	CO
排放量	Panayotou (1993b)	\$4,500	\$5,500	\$3,000	
	Selden and Song (1994) [‡]	\$9,617	\$21,773	\$10,681	\$19,092
	List and Gallet (1999)		\$10,778	\$20,138	
濃度	Grossman and Krueger (1991)	\$6,151		\$4,053	
	Shafik and Bandyopadhyay (1992)	\$8,100	\$15,100	\$5,700	\$10,100
	Shafik (1994)	\$3,280		\$3,670	
	Kaufmann et al. (1998)			\$12,175	
	Hung and Shaw (2006)		\$12,041		\$6,833

註：[‡]Selden and Song (1994) 由不加入人口密度的隨機效果模型估計得到的轉折點。

【表 4】 驗證結果為無 EKC 的文獻

	作者	污染物	其他解釋變數
排放量	Vincent (1997)	SO _x 、NO _x 、CO	人口密度 ^{***} 、變數交乘項 ^{***}
	Friedl and Getzner (2003)	CO ₂	每年與長期平均溫度的差距 ^{***} 、 出口產值佔名目 GDP 比例 [*] 、 貿易產值佔名目 GDP 比例 ^{***} 、 服務部門產值佔名目 GDP 比例 ^{**} 以及時間虛擬變數、CO ₂ 延遲一期 ^{**}
	Akbostanci, et al. (2009)	SO ₂ 、PM ₁₀ 、CO ₂	人口密度 ^{***}
	Wen and Cao (2009)	SO ₂	N/A
濃度	Day and Grafton (2003)	SO ₂ 、TSP、CO、CO ₂	時間趨勢 ^{***}
	Liu, et al. (2007)	Nemerow 指標、水污染、 TSP、SO ₂ 、NO _x	N/A

註：表中 TSP 為總懸浮微粒。其中*為 10%顯著水準，**為 5%顯著水準，***為 1%顯著水準。

2.5 文獻總摘

EKC 相關研究已經發展 20 年，迄今尚未有一致的研究模型及研究方法，但令我們感到疑惑的是，真的有一個正確的研究模型去驗證環境品質與經濟成長之間的關係嗎？在分析污染物時，只有所得才是唯一的解釋變數？尤其，在驗證 EKC 假說時，若研究者以污染物濃度這種易受到自然環境等因素干擾作為環境指標，那研究者在選擇研究模型時，能否省略自然環境等解釋變數，值得我們去思考的問題。

第三章 研究方法

由於多數總體經濟的時間序列變數通常都具有隨機漫步 (random walk) 的性質，若直接進行迴歸分析，則有可能產生 Granger and Newbold (1974) 提出的虛假迴歸 (spurious regression)，即變數之間顯著相關，包含這些隨機漫步變數的迴歸有著很高的判定係數 (R^2) 和過低的 Durbin-Watson 值，但這樣的迴歸估計結果並無法說明變數之間的長期關係。為了避免虛假迴歸的問題，本篇論文先以 Said and Dickey (1984) 所延伸的 Dickey and Fuller (1979) 單根檢定，檢定欲研究的各變數是否具有隨機漫步的特性 (亦即單根)，若變數不具有單根 (亦即為穩定的時間序列變數)，我們將用一般的迴歸方法分析之。若多個變數具有單根的特性，我們將利用 Engle and Granger (1987) 提的共整合檢定 (cointegration test) 判斷這些變數在長期下是否真實相關，即所謂的「共整合」。如果各變數之間存在長期均衡關係時，我們將進一步利用 Pesaran and Shin (1995) 提出的自我迴歸分配遞延 (autoregressive distributed lag, ARDL) 模型，檢驗變數間的短期動態與收斂至長期關係的速度。

3.1 單根檢定 (unit root test)

時間序列資料通常包含隨機過程 (stochastic process)，可分為穩定 (stationary) 和非穩定 (non-stationary) 兩種數列。以時間數列 $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$ 為例，其中 α 為 Y_t 的常數項， $|\rho| \in [0,1]$ 為決定 Y_t 是否為穩定數列的係數，而 ϵ_t 為期望值為零，變異數固定之白噪音。若 Y_t 為穩定數列，則 Y_t 與其非同期值的期望值與變異數會隨著時間收斂至一個固定值，且時間數列 Y_t 的共變異數只與時間數列當中的兩個觀察點 (Y_t 與 Y_{t+s} 或 Y_t 與 Y_{t-s}) 之間隔時間 (s) 長短有關；即

$$E(Y_t) = \mu = \frac{\alpha}{1-\rho}; \quad (3-1)$$

$$Var(Y_t) = \frac{\sigma^2}{1-\rho^2} = \gamma_0; \quad (3-2)$$

$$Cov(Y_t, Y_{t+s}) = Cov(Y_t, Y_{t-s}) = \gamma_s = \rho^s \gamma_0 \quad (3-3)$$

Y_t 可以另外表示為：

$$Y_t = \rho^t Y_0 + \frac{1}{1-\rho} \alpha + \sum_{j=1}^t \rho^{t-j} \epsilon_j, \quad Var(Y_t) = \frac{\sigma^2}{1-\rho^2}; \quad (3-4)$$

其中 $\sum_{j=1}^t \rho^{t-j} \epsilon_j$ 為累積的衝擊 (accumulated shock)，由於總體變數不太可能會有 $\rho \in [-1, 0]$ ，所以本文僅探討 $\rho \in [0, 1]$ 。

當 $\rho = 1$ 時， $Var(Y_t) = \infty$ ，故 Y_t 為不穩定數列。當 $\rho \in [0, 1]$ 時， Y_t 的變異會收斂至一個固定值，故 Y_t 為穩定數列。當多個不穩定的時間序列變數在同一個迴歸方程式中，縱使這些變數之間沒有直覺上的關連，但卻有可能得到顯著的迴歸係數、相當高的判定係數 (R^2) 及過低的 Durbin-Watson 值 (Granger and Newbold (1974))。在這種情況下，計量文獻稱之為虛假迴歸。反之，若不穩定的變數之間具有直覺上的關連及長期的共整合趨勢，則包含這些變數的迴歸殘差將會是一穩定序列。於是，在研究時間序列資料之前，我們必須透過單根檢定來確認資料的整合級次 (integration order) 以及判斷時間序列之穩定，檢定序列是否為穩定有許多方法，本研究使用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 檢定法來進行單根檢定。¹⁶

有關單根檢定—Dickey-Fuller (DF) 檢定法，是由 Dickey and Fuller (1979) 提出，其假設資料產生過程為自我相關 (auto-correlation) 迴歸過程，殘差項為白噪音。但因 DF 檢定法只能應用在一階自我相關模型 AR(1)，忽略了誤差項可能具有自我相關的現象，違反 DF 檢定法中對誤差項為獨立常態分配的假設，所以 Said and Dickey (1984) 提出 ADF 檢定，即在原檢定模型中加入應變數的落遲項 (即 $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i}$) 的修正，用以解決誤差項可能不為白噪音 (white noise) 的問題，使滿足同質性且確信無序列相關。加入應變數的落遲項之後，因時間數列有隨機漫步的特性時， ΔY_t 與 ϵ_t 之間有一對一的關係。例如，Friedl and Getzner

¹⁶ 若某時間序列變數 Y_t 為非穩定，但是經過 k 次差分之後， Y_t 即變成穩定，則此變數我們稱為「 k 階整合變數」(integrated of order k)， k 為整合階次，以符號表示為 $Y_t \sim I(k)$ ，又可寫成 $\Delta^k \sim I(0)$ 。

(2003) 在檢驗小型開放工業國家奧地利，經濟發展和二氧化碳 (CO₂) 排放量之間的關係時，將 CO₂ 排放量與所得的資料皆經 ADF 單根檢定確定其為穩定時間數列之後，才使用最小平方方法估計其兩者之間的關係。

由於無法確認估計係數值是 t 分配，以致無法由 t 表確定係數是否顯著；因此在進行 ADF 單根檢定前，必須將變數進行差分。依其迴歸模式可依有無截距 (intercept) 項或有無時間趨勢 (time trend 或 drift) 項設定如下，

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3-5)$$

其中 Y_t 為單根檢定的變數， Δ 為一階差分， α_0 為截距項， γ 、 β 、 ρ 為係數值， p 為最適落後期數， t 為時間趨勢項，而 ϵ_t 為期望值為零，變異數固定之白噪音。ADF 檢定虛無假設為 $H_0: \rho = 0$ ； $H_1: \rho < 0$ 。若拒絕虛無假設，表示無單根，即 Y_t 為穩定的時間數列。

3.2 共整合檢定 (cointegration test)

Engle and Granger (1987) 提出共整合 (cointegration) 的檢驗，讓兩個非穩定數列 W_t 與 Z_t 兩變數，經過估計後的線性組合為 $Z_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 W_t + \hat{\epsilon}_t$ ， $\hat{\epsilon}_t (=Z_t - \hat{\gamma}_0 - \hat{\gamma}_1 W_t)$ 為來自包含 W_t 與 Z_t 的迴歸殘差，代表這兩個變數的波動在短期偏離長期均衡的幅度。若 $\hat{\epsilon}_t \sim I(0)$ ，即 $\hat{\epsilon}_t$ 為穩定數列，則 W_t 與 Z_t 之間具有共整合關係，表示此兩變數存在一長期穩定的均衡，這樣的修正過程稱之「共整合」， $(1, \hat{\gamma}_1)$ 為共整合向量 (cointegration vector, 簡稱 CV)。

在進行共整合檢定之前，需確定各變數均為定態時間序列或具有相同的整合級次，表示這些變數就長期而言，是具有共同往「均衡方向調整」的特性。一旦外生衝擊，模型中變數之長期關係便遭到破壞，則具有共整合關係的變數間會產生誤差修正的機能，使變數間之長期關係逐漸向均衡狀態調整，於是將變數間共整合向量所形成的誤差修正項納入變數間短期動態調整，即所謂的誤差修正模型 (error-correction model；簡稱 ECM)。

單一方程式的共整合檢定，最主要的方式為 Engle and Granger (1987) 的二階段共整合法 (Engle-Granger two-step procedure)，以 OLS 來檢定共整合關係與估計共整合向量，其檢定步驟如下：

1. 假設有兩個變數 W_t 與 Z_t ，其整合階次皆為 $I(1)$ ；
2. 利用 OLS 以 Z_t 對 W_t 進行迴歸分析，

$$Z_t = \gamma_0 + \gamma_1 W_t + \epsilon_t \quad (3-6)$$

檢驗 (3-6) 式之殘差項 ϵ_t ，以 (3-5) 式的 ADF 單根檢定模型檢定其是否為穩定的時間數列，但此時殘差項 ADF 統計量需以更嚴格的臨界值作為判定其穩定與否的基準，此臨界值來自於 Phillips and Ouliaris (1990) 之 TABLE IIb (列於本文之《附錄一》)。若拒絕虛無假設則表示無單根，也就是 W_t 與 Z_t 間存在共整合關係，亦兩數列間存在長期均衡的關係。

3.3 自我迴歸分配遞延 (autoregressive distributed lag, ARDL) 模型

以共整合檢定確定各變數之間存在長期均衡關係之後，再利用 Pesaran and Shin (1997) 提出的自我迴歸分配遞延模型 (ARDL (p, q))，重新檢驗變數間的長短期關係。其中包含了應變數 Z_t 的 p 個落後項及解釋變數 W_t 的 q 個落後項之模型，即：

$$Z_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i Z_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j W_{t-j} + \epsilon_t \quad , i = 1, \dots, p ; j = 0, \dots, q \quad (3-7)$$

其中 ϵ_t 為期望值為零，變異數固定之白噪音。用 lag operator (L) 代替 (3-7) 式轉變成 (3-8)，可得

$$Z_t = c + \varphi_1(L)Z_t + \varphi_2(L)W_t + \epsilon_t \quad , \text{其中 } \varphi_1(L) = \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i ; \varphi_2(L) = \sum_{j=0}^q \beta_j L^j \quad (3-8)$$

將 (3-8) 式一階差分過後，可以得到下列包含短期動態與長期趨勢之方程式：

$$A(L)\Delta Z_t = c + B(L)\Delta W_{t-j} + \theta(Z_{t-p} - \mu - KW_{t-q}) + \epsilon_t \quad (3-9)$$

其中 $A(L) = 1\{(\alpha_1 - 1)L + [(\alpha_1 + \alpha_2) - 1]L^2 + \dots + [(\sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i) - 1]\}L^{p-1}$,

$B(L) = \beta_0 + (\beta_0 + \beta_1)L + (\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)L^2 + \dots + (\sum_{j=0}^q \beta_j)L^{q-1}$,

$$\theta = \varphi_1(L) - 1 ; K = \frac{\varphi_2(L)}{1 - \varphi_1(L)} ; \mu = \frac{c}{1 - \varphi_1(L)} ,$$

K 為長期乘數 (long-run multiplier ; 簡稱 LRM) , $B(L)$ 為衝擊乘數 (impact multiplier ; 簡稱 IM) , 在 (3-9) 式中, $(\mu - KX_{t-q})$ 為 Y_{t-p} 的長期趨勢, 也就是可藉由 $(Y_{t-p} - \mu - KX_{t-q})$ 的正負來修正下一期之 ΔY_t , 但是這必需以 $\theta < 0$ 為前提的穩定條件。因此, 在變數為穩定且 ϵ_t 為期望值為零、齊質變異及無自我相關的假設下, 可以利用最小平方法 (OLS) 來估計, 本文之 ARDL (p, q) 模型的最適落後期數是根據 SIC (Schwartz Information Criterion) 選取。

接下來的章節將介紹本文所採用之變數, 詳細描述應用上述計量方法處理本文所採用的資料數據的過程, 並以 ARDL 模型和誤差修正模型描述「環境品質指標」與「平均每人所得」之間的動態路徑、長短期關係。

第四章 實證結果與分析

本文所採用變數的數據來源分別為中華民國資訊統計網勞工統計裡的平均經常性薪資、勞動人口及各縣市重要指標中的各縣市土地面積；1998年至2010年行政院環保署的環境空氣品質監測結果月報裡的懸浮微粒 (PM₁₀)、二氧化氮 (NO₂) 和臭氧 (O₃) 的濃度；中央氣象局氣候統計與水利屬水文資訊的雨量。

本研究採用台灣地區除金門、馬祖、澎湖之外的23個縣/市為樣本，以1998年01月至2010年05月為樣本期間，資料形式為月資料。下列分別針對各變數的定義以及計算方式，說明如下。

4.1 變數介紹與資料來源

4.1.1 環境品質指標

環境污染的種類可分為二大類，即空氣污染與水污染。本研究選定空氣污染做為環境品質指標，本文自行政院環境保護署取得的空氣污染資料包括懸浮微粒、二氧化氮及臭氧，以下針對這三種空氣污染產生的原因、監測方式以及對人體或大自然的危害加以說明。

4.1.1.1 懸浮微粒 (suspended particulate matter)

一般而言，空氣污染懸浮微粒分為 PM_{2.5} (細微粒，可進入肺泡) 及 PM₁₀ (可進入上及下呼吸道) 兩大類。本研究採用行政院環保署監測資料中的懸浮微粒為當日空氣中的 PM₁₀。那什麼是懸浮微粒 PM₁₀ 呢？根據「行政院環保署—空氣品質監測網」定義，PM₁₀ 即為粒徑在10微米以下的微粒物質，又稱浮游塵。其來源可分為自然與人造。自然的懸浮微粒包括火山灰、塵灰(soil dust) 及海鹽懸浮微粒 (sea salt aerosol) 等。¹⁷人造懸浮微粒來源包括道路揚塵、車輛排放廢氣、露天燃燒、營建施工及農地耕作等或由空氣污染物轉化成之二次污染物。

¹⁷ 塵灰大部分產自北非及亞洲的沙漠地區。

PM₁₀ 的監測方式分為兩種，一種是貝他射線分析法，使用貝他射線分析儀能有效分析空氣中粒狀物濃度，此監測儀器可以長時間自動連續性的進行空氣中粒狀物監測，其功能較具便利性。¹⁸另一種是質量慣性法，可以用來測量空氣中粒徑在 10 微米 (μm) 以下之粒狀污染物濃度。

由於 PM₁₀ 的粒徑小於 10 微米以下，其在被人體吸入之後，除了被排出身體或留在上呼吸道之外，其餘的會進入氣管或肺部；雖然部分可以被肺部的自清機制所清除，但是有些最小的微粒仍會留在肺裡的毛細管組織和肺泡中，使得氧氣與二氧化碳的交換速率減慢，人體會因此感到呼吸急促，心臟為彌補氧氣的不足必須更努力的工作。¹⁹懸浮微粒對身體有著如此鉅大的影響，但是常常無法立即發現懸浮微粒對人體的造成的傷害，倘若這些懸浮微粒本身就有毒性，被人體吸入後將傷害更多的器官，如腎臟與肝。PM₁₀ 不只對人體有影響，對大自然的影響更不容小覷。大氣中的懸浮微粒若增加，可能會導致雲因為雲滴數增加而不易形成降雨，雲的生命週期因此變長，會使得大氣及地表吸收的太陽輻射減少，可能降低對流層及地表氣溫。²⁰

4.1.1.2 氮氧化物 (nitrogen oxide ; NO_x) :

氮氧化物 (NO_x) 指的是只由氮、氧兩種元素組成的化合物。常見的氮氧化物有一氧化氮 (NO, 無色)、二氧化氮 (NO₂, 紅棕色)、笑氣 (N₂O)、五氧化二氮 (N₂O₅) 等，其中除 N₂O₅ 常態下呈固體外，其他氮氧化物常態下都呈氣態，NO_x 都具有不同程度的毒性。其中作為空氣污染物的 NO_x 常指 NO 和 NO₂。根據「行政院環保署—空氣品質監測網」，NO_x 主要包括 NO 及 NO₂，其生成主要來自工廠所燃燒之煤炭與煤油、汽機車引擎排氣以及空氣中

¹⁸ 見行政院環保署中空氣品質監測網。

¹⁹ 肺部的自清機制即為黏膜與咳嗽。

²⁰ 大部分懸浮微粒 (除了煤煙) 對大氣中的對流層具有冷卻作用。

的氮或燃料中氮化物氧化而成。²¹

NO_x 的監測方式是將 O₃ 放入反應室與 NO 進行反應，然後再測量反應後的螢光強度²²。螢光強度與 NO 的濃度成比例，計算套入公式得知濃度。²³而如果要測量空氣中的總 NO_x，以空氣樣品透過轉換器即能測出總 NO_x 濃度；不經過轉換器再分析的話，可得到 NO 濃度。總氮氧化物扣除 NO 則為 NO₂ 的濃度。

NO_x 會刺激肺部，減低呼吸系統對病菌（如流行性感冒）的抵抗力，因此長期吸入 NO_x 的人，會發生持續性咳嗽及積痰現象。其中，NO₂ 會防礙兒童肺部的發育或導致肺部組織結構改變。NO_x 不只對人體有害，它的存在會導致酸雨，而且在陽光照射下，NO_x 會與活躍的有機化合物（如揮發性有機化合物）發生化學作用，產生另一種污染物臭氧。根據行政院環保署（1992）將二氧化氮的暴露時間對人體的影響整理成【表 5】。

【表 5】 二氧化氮的暴露時間與濃度對人體健康的影響

（資料來源：行政院環保署（1992））

NO ₂ 暴露時間	NO ₂ 暴露濃度	對人體健康的影響
長期平均濃度	<0.05 ppm	環境 NO ₂ 的增加，造成罹患心臟病和肺部病患增加。
慢性暴露	0.05 – 0.1 ppm	慢性支氣管炎病患增加。
間歇性暴露	10 – 40 ppm	可能造成肺氣腫或慢性支氣管纖維化。
<1 小時	50 – 100 ppm	可能造成支氣管肺炎。
5 – 8 分鐘	150 ppm	可能導致死亡。

4.1.1.3 臭氧 (ozone, O₃)

臭氧 (O₃) 在常溫下，它是一種有特殊臭味的淡藍色氣體。O₃ 有二個種類，一種是「大自

²¹ 二氧化氮為具刺激味道之赤褐色氣體，易溶於水，與水反應為亞硝酸及硝酸；參與光化學反應，吸收陽光後分解成一氧化氮及氧，在空氣中可氧化成硝酸鹽，亦是造成雨水酸化原因之一。

²² 臭氧與一氧化氮進行氣相反應，使得一氧化氮活化成二氧化氮。而二氧化氮回復較低能量狀態時，會放射出螢光，波長為 500~3000nm 左右，最大強度大概在 1100nm 波長。

²³ 見行政院環保署中空氣品質監測網。

然臭氧」，其是指存在大氣層的 O_3 ，其作用在於保護地球免受太陽的紫外線侵犯。²⁴另一種則是「環境臭氧」，是指經過化學變化後所產生的 O_3 ，例如工業廢氣、汽機車所排放的廢氣，均含有大量的 O_3 ，這種 O_3 屬於比較活躍且不穩定的氣體，對人體有相當程度的害處。

O_3 的監測方式是利用紫外光 (UV) 吸收原理²⁵，當監測系統啟動紫外燈光照射樣品氣體時，如果氣體內含有 O_3 分子時，那接收紫外燈光後的強度會降低。因紫外光在照射前後的強度差異會與 O_3 的濃度成比例關係，所以我們可以測量出空氣中 O_3 的濃度。

一般空氣品質監測站所測得的 O_3 為環境臭氧，其具有強烈的刺激性，吸入過量對人體健康有一定危害。它主要是刺激和損害深部呼吸道，並可損害中樞神經系統，對眼睛有輕度的刺激作用。根據王仁澤和王健行 (2002) 「環境與工業毒物學」一書，依濃度大小對人體的危害整理成【表 6】。

【表 6】 O_3 對人體的危害—依大氣中 O_3 濃度分類

(資料來源：王仁澤和王健行 (2002)，pp.248)

大氣中 O_3 濃度	危害
0.1—0.2 ppm	引起鼻和喉頭粘膜的刺激。
0.25—0.3 ppm	喘息呼吸道疾患惡化，肺功能降低。
0.5 ppm	接觸 3-6 小時，視力下降，視敏度降低。
1-2 ppm	接觸 2 小時，引起頭痛、胸痛，反覆接觸會引起肺深部氣道變窄。
5-10 ppm	出現脈搏加快，全身痛、麻醉狀況，持續接觸可招致肺水腫。

O_3 對人體的危害除了【表 6】所述之外，還會阻礙血液輸氧功能，造成組織缺氧；使甲狀腺功能受損、骨骼鈣化，還可引起潛在性的全身影響，例如誘發淋巴細胞染色體畸變，

²⁴所謂大氣層是指距離地球表面約 37 至 74 公里。

O_3 可以阻隔紫外線對地球表面的侵害，但如今大量汽機車及工業廢氣，大量往大氣層上升破壞大自然臭氧層，使大自然的臭氧層漸稀薄而破洞，使整顆地球表面上的生物受到太陽的紫外線侵襲，使整個地球的表面溫度在最近的五十年內平均溫度上升 $2^{\circ}C$ (溫室效應)。

²⁵見行政院環保署中空氣品質監測網， O_3 會吸收波長為 254nm 左右的紫外燈光。

損害某些酶的活性和產生溶血反應。

上述三種環境品質指標數據資料取自於行政院環保署，PM₁₀ 濃度的測量單位為 μg/m³，NO₂ 與 O₃ 濃度的測量單位皆為 ppm (百萬分之一)。本文探討的環境品質以每人勞動人口造成多少空氣污染表示；於是以這三種污染物驗證環境品質與經濟成長是否符合 EKC 假說之前，將上述三種污染物的濃度皆除以勞動人口，計算公式如 (4-1) 式。由於資料為各縣市資料，為加總成代表台灣地區的污染物，本研究以各縣市土地面積占全台灣面積的比例為權重，計算方式如 (4-2) 式。行政院環保署對 PM₁₀、NO₂ 與 O₃ 之空氣品質標準規定，見【表 7】。

$$\text{環境品質指標} = \frac{\text{空氣污染物的濃度}}{\text{勞動總人口}} \quad (4-1)$$

$$\text{台灣污染物月資料} = (\text{各縣市監測站測得數據加總}) \times \text{權重} (\omega) \quad (4-2)$$

【表 7】 空氣品質標準規定

項目	暴露時間	暴露濃度	單位
PM ₁₀	日平均值或二十四小時值	125	μg/m ³ 。
	年平均值	65	
NO ₂	小時平均值	0.25	ppm (體積濃度百萬分之一)
	年平均值	0.05	
O ₃	小時平均值	0.12	ppm (體積濃度百萬分之一)
	八小時平均值	0.06	

註：小時平均值：係指一小時內各測值之算術平均值。
 八小時平均值：係指連續八個小時之小時平均值之算術平均值。
 日平均值：係指一日內各小時平均值之算術平均值。
 二十四小時值：係指連續採樣二十四小時所得之樣本，經分析後所得之值。
 年平均值：係指全年中各日平均值之算術平均值。

4.1.2 經濟成長指標

國家經濟成長通常以一國的實質國內生產毛額 (real gross domestic product, 簡稱 real GDP) 來衡量, 以基期物價計算一國的境內人民在某一定期間生產的所有最終商品及勞務之市場價值。一國的個人經濟成長則是以每人實質國內生產毛額 (per capita gross domestic product) 來衡量, 也就是將實質 GDP 除以該國年中時的人口數。

但由於台灣的每人國內生產毛額為季資料, 可能會發生因研究樣本數不足而對分析結果的可信度有所疑慮, 因此本研究以採用月資料的資料形式解決此問題。²⁶因此本研究以工業、服務業、製造業的平均總經常薪資月資料取代 GDP 的季資料作為經濟成長之變數, 藉此彌補每人國內生產毛額資料不足處, 本文隨後所指的所得皆為每月平均總經常薪資。平均經常薪資資料取自於中華民國資訊統計網, 該數據資料是由行政院主計處發佈。

4.1.3 各縣市土地面積

由於本研究所採用的污染物數據是以縣市為測量單位, 因此需要適當的權重將其加權成代表台灣地區的污染物。本研究以各縣市土地面積佔台灣地區總面積的比例作為權重 (weight, 簡稱 ω), 權重計算如 (4-3) 式, 各縣市面積的數據取自於中華民國資料統計網, 該數據由內政部與農委會發佈, 面積使用單位為平方公里 (Km^2)。

$$\text{該縣市之權重 } (\omega) = \text{該縣市面積} / 23 \text{ 個縣市的總面積} \quad (4-3)$$

4.1.4 雨量

台灣是屬於副熱帶的氣候, 其中北部為副熱帶季風氣候區, 南部則為熱帶季風氣候區; 由於台灣是一個海島, 所以氣候會受到暖濕氣流和洋流影響。雨量因地形和季風而異, 山地

²⁶ 若將實質 GDP 的季資料轉換成月資料, 會發現得到的資料無法貼近 (每月) 實際經濟成長狀況。我們擔心若使用具有偏誤的資料, 易使實證結果產生係數估計值的偏誤, 會有錯誤的判斷。於是本研究捨棄實質 GDP 資料, 採用平均總經常薪資。本研究將平均總經常薪資月資料轉成季資料, 檢驗該資料與實質 GDP 之間相關性, 得到兩者之間存在高度相關性。

雨量多於平地、東部雨量多於西部。冬季強勁的東北季風盛行時，北部雨水充足，南部較為乾旱。夏季西南季風盛行時，容易產生大雷雨，以致全島普遍多雨。

台灣地區的氣象局大都在河川附近設置雨量監測站，可是並非每各縣市均有流川經過，例如台南縣、高雄縣以及新竹市，因此有些縣市沒有雨量的數據。為彌補雨量數據短缺部分，我們採用經濟部水利屬的雨量數據；在採納經濟部水利屬雨量數據前，需先觀察該監測站是否異常。我們將蒐集到的各縣市雨量加權平均成為代表台灣的雨量，即台灣雨量月資料 = 加總「各縣市雨量監測站的月資料 × 該縣市面積/台灣 23 縣市總面積」

4.1.5 勞動人口

根據「行政院主計處」公布的資料中，工業、服務業、製造業產值占全國 GDP 高達 9 成以上，所以本研究採用工業、服務業和製造業雇用總人口作為勞動人口。其相關統計基期是以 2006 年=100 配合修正，且為配合 2006 年工商及服務業普查行業範圍擴增情形，工業及服務業部門統計結果，涵蓋範圍自 2009 年 1 月起新增「教育服務業（僅含短期補習班及汽車駕駛訓練班）」與「社會工作服務業（僅含兒童及嬰兒托育機構）」。

【表 8】 目標變數描述與資料來源

目標變數符號	說明	單位	資料來源
PM_{10}	懸浮微粒	$\mu\text{g}/\text{m}^3$	行政院環保署
NO_2	二氧化氮	ppm	行政院環保署
O_3	臭氧	ppm	行政院環保署
Y	所得 (每月平均總經常薪資)	元 (新台幣)	行政院主計處
A	各縣市土地面積	平方公里	中華民國資訊統計網
EM	勞動人口	千人	行政院主計處
R	雨量	毫米	中央氣象局與經濟部水利屬

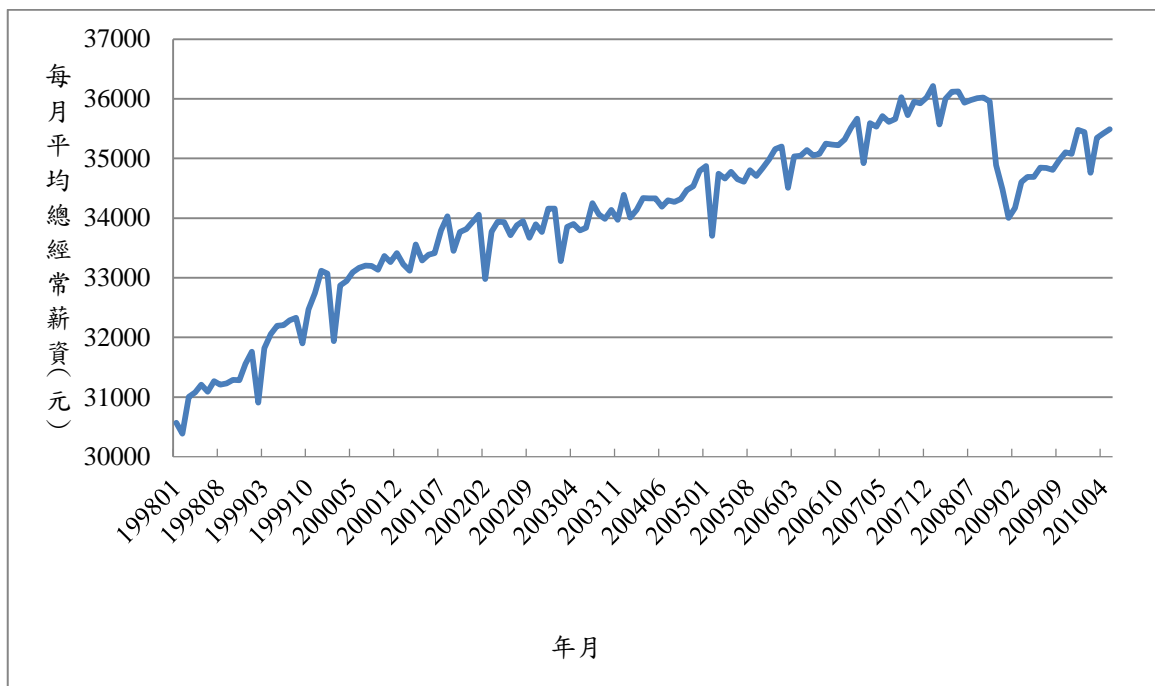
註：亦可採用工業生產指數作為經濟成長變數。

將本研究所採用的目標變數的定義以及資料來源整理成【表 8】，下個章節將對這些變

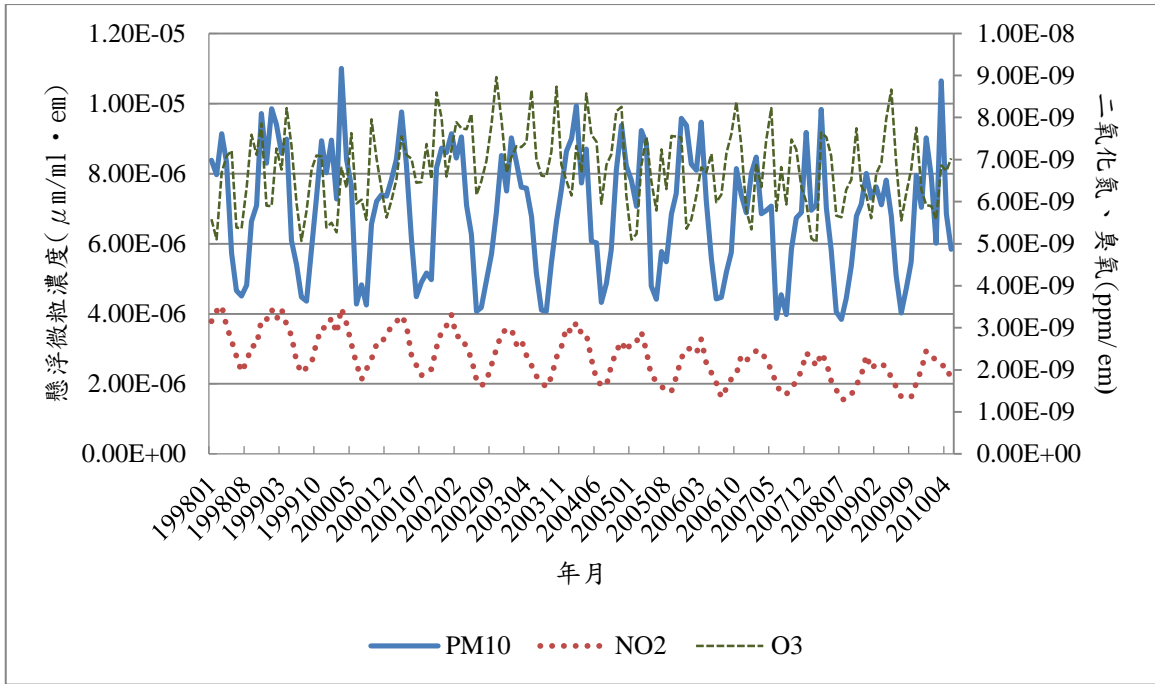
數資料進行處理，以 ADF 單根檢定和共整合檢定，確定各變數資料性質後，使用 ARDL 模型再檢驗變數之間的動態路徑，並利用 ARDL 模型轉換成誤差修正模型，找出變數之間的長期關係。

4.2 資料處理

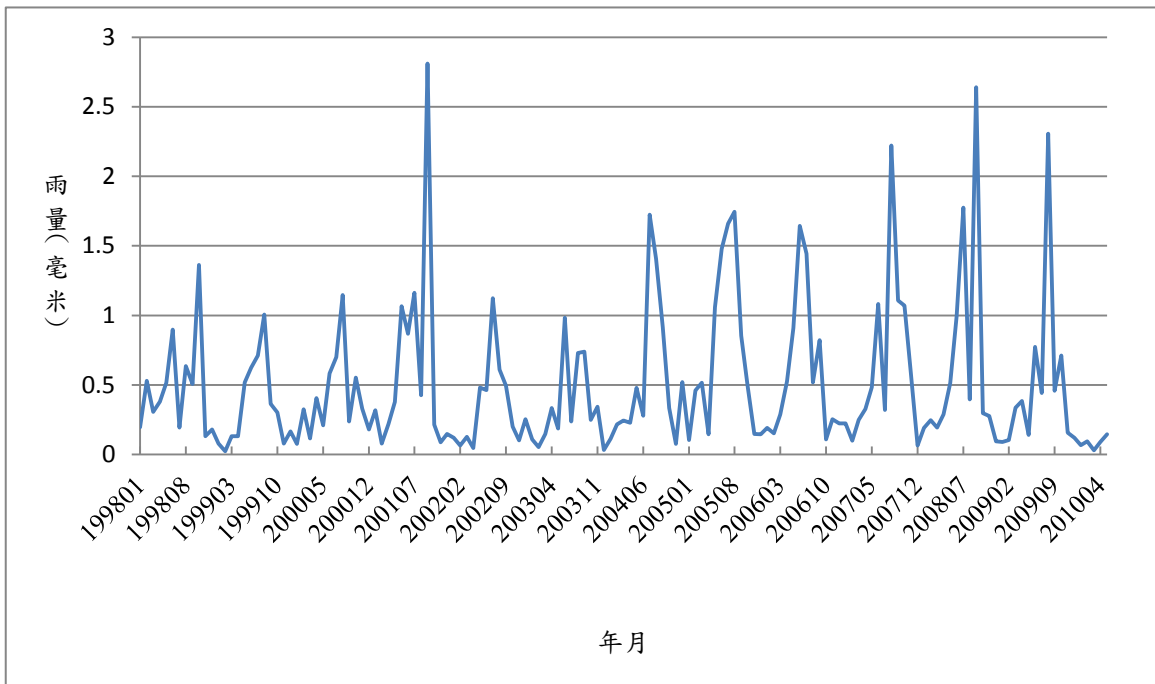
任何時間序列資料可分解為四個部分，即時間趨勢 (trend)、景氣循環 (cycle)、季節性 (seasonality) 以及不規則性 (irregularity)，因此我們在資料處理之前，必須先觀察各變數資料的時間趨勢圖，才能確認檢定模型是否該放截距項與時間趨勢項。在確定資料具有何種特性後，我們須對變數進行 ADF 單根檢定與 Engle-Granger 二階段共整合分析之後，才能進行 ARDL 動態模型與 ARDL 轉換後之誤差修正模型分析各變數之間的長期關係。下列是各變數的時間趨勢圖。



【圖 4-1】 每月平均總經常薪資的時間趨勢圖



【圖 4-2】 每月污染物的時間趨勢圖



【圖 4-3】 每月雨量的時間趨勢圖

4.2.1 單根檢定

依「截距項及趨勢項是否顯著」決定是否將其納入模型中，本文採用「含截距項但無時間

趨勢」之形式來分別對 PM_{10} 與雨量以及 O_3 進行單根檢定，用「含截距項與時間趨勢」之形式來對所得、所得平方以及 NO_2 進行單根檢定。本研究避免產生虛假迴歸的結果，在確定各變數的整合階次之後，針對本文採用的所有變數進行 ADF 單根檢定，確定各變數的整合階次，我們將 ADF 檢定結果整理如【表 9】：

【表 9】 ADF 單根檢定 (H_0 ：目標變數具有單根特性)

目標變數	檢定統計值 (τ 值；修訂 t 統計值)	檢定模型		落後長度	5% 臨界值	結論
		截距項	時間趨勢			
Y_t	-2.8100	Yes	Yes	1	-3.440	有單根
Y_t^2	-2.7721	Yes	Yes	1	-3.440	有單根
PM_{10t}	-1.5624	Yes	No	12	-2.881	有單根
NO_{2t}	-1.9260	Yes	Yes	11	-3.440	有單根
O_{3t}	-2.3084	Yes	No	5	-2.881	有單根
R_t	-1.8368	Yes	No	10	-2.881	有單根
一階差分						
Y_t	-15.2367***	Yes	No	0	-3.440	無單根
Y_t^2	-15.1746***	Yes	No	1	-3.440	無單根
PM_{10t}	-9.2379***	Yes	No	11	-2.881	無單根
NO_{2t}	-12.1128***	Yes	No	10	-3.440	無單根
O_{3t}	-13.7008***	Yes	No	4	-2.881	無單根
R_t	-12.1105***	Yes	No	9	-2.881	無單根

註：*為 10% 顯著水準，**為 5% 顯著水準，***為 1% 顯著水準。以 Schwartz Information Criterion 篩選落後長度，最大值為 13 期。以上具有單根的變數，在一階差分後均為 $I(0)$ 變數。5% 臨界值以固定樣本數 150，依照落後長度不同，Eviews 提供不同自由度之臨界值模擬得到。

由【表 9】可知，各變數之單根檢定統計值，為前一期內生變數的 τ 統計值，皆無法拒絕變數有單根的虛無假設，顯示各變數皆為不穩定的時間序列資料。但經過一階差分後，其單根檢定統計量皆落入 1% 顯著水準的拒絕域內，拒絕變數有單根的虛無假設。上述結果顯示，我們將具有單根的變數做一階差分後，這些變數資料皆成為穩定的 $I(0)$ ，由此可知我們所採用的各變數具有相同的整合階次。

4.2.2 共整合檢定

在上小節確定各變數為整合階次相同的 $I(1)$ ，本節針對下面 (4-5)、(4-6) 和 (4-7) 三式進行二階段共整合檢定，檢驗式中的 ϵ_t 是否為 $I(0)$ ，即表示變數之間具有共整合關係，將檢定結果整理成【表 10】， P_t 代表各污染物濃度， α_0 、 β_0 、 γ_0 代表截距項， α_1 、 α_2 、 β_1 、 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 代表各解釋變數係數，若該係數估計值具有顯著則表示該變數對被解釋變數具有顯著影響，表中的特徵值為 ADF 檢定 ϵ_t 的 t-statistic。

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 Y_t^2 + \epsilon_t \quad (4-4)$$

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \epsilon_t \quad (4-5)$$

$$P_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 Y_t^2 + \gamma_3 R_t + \epsilon_t \quad (4-6)$$

【表 10】 二階段共整合檢定結果

	污染物	R_t	Y_t	Y_t^2	ϵ_t 之 ADF statistic	5% 臨界值	結論
Model (4-4)	PM_{10t}		9.06×10^{-10} (4.26×10^{-9})	-1.58×10^{-14} (6.34×10^{-14})	- 2.1933	- 3.7675	無共整合
	NO_{2t}		8.02×10^{-13} (1.14×10^{-12})	-1.54×10^{-17} (1.70×10^{-17})	- 1.5000	- 3.7675	無共整合
	O_{3t}		$6.17 \times 10^{-12***}$ (2.17×10^{-12})	$-9.15 \times 10^{-17***}$ (3.23×10^{-17})	- 2.9462	- 3.7675	無共整合
Model (4-5)	PM_{10t}	$-2.11 \times 10^{-6***}$ (2.11×10^{-7})			- 8.7034	- 3.3654	共整合
	NO_{2t}	$-6.01 \times 10^{-10***}$ (7.29×10^{-11})			- 0.9817	- 3.3654	無共整合
	O_{3t}	$-3.06 \times 10^{-10**}$ (1.40×10^{-10})			- 1.5259	- 3.3654	無共整合
Model (4-6)	PM_{10t}	$-2.10 \times 10^{-6***}$ (2.14×10^{-7})	-1.60×10^{-9} (3.33×10^{-9})	2.31×10^{-14} (4.96×10^{-14})	- 8.7043	- 4.1121	共整合
	NO_{2t}	$-5.26 \times 10^{-10***}$ (5.97×10^{-11})	1.73×10^{-13} (9.26×10^{-13})	-5.59×10^{-18} (1.38×10^{-17})	- 6.6090	- 4.1121	共整合
	O_{3t}	$-2.93 \times 10^{-10**}$ (1.39×10^{-10})	$5.82 \times 10^{-12***}$ (2.15×10^{-12})	$-8.61 \times 10^{-17***}$ (3.20×10^{-17})	- 2.1312	- 4.1121	無共整合

註：*為 10%顯著水準，**為 5%顯著水準，***為 1%顯著水準。其中 5% 臨界值根據 Phillips and Ouliaris (1990) pp.190 (附錄二)。

從【表 10】可知，當我們以 Model (4-4) 解釋 PM_{10} 與所得之間的關係時，得到所得及所得平方的係數估計值皆不顯著的結果，即表示所得與所得平方皆無法解釋 PM_{10} 濃度的變化，再以 ADF 檢定 Model (4-4) 中的 ϵ_t ，其檢定統計量落入判定 ϵ_t 為不穩定的區域內，顯示 PM_{10} 與所得及所得平方之間不具有長期共整合關係的結果。接著以 Model (4-5) 解釋 PM_{10} 與雨量之間的關係時，得到雨量的係數估計值具有解釋能力的結果，其數據顯示當每單位面積雨量增加 1 毫米時，每勞動人口產出的 PM_{10} 會減少 $2.11 \times 10^{-6} \mu\text{g}/\text{m}^3$ ，且在以 ADF 檢定 Model (4-5) 中的 ϵ_t ，得到該檢定統計量落入判定 ϵ_t 為穩定的區域內，顯示雨量對 PM_{10} 有長期影響。反觀 Model (4-6)，即在 Model (4-4) 中多加入雨量之後，雖然得到雨量和所得及所得平方具有共整合關係，但是所得與所得平方之係數估計值皆不顯著。由此可知雨量比所得更適合用來解釋 PM_{10} 的濃度變化，且 PM_{10} 與所得之間並不存在 EKC 假說中所描述的「污染物會隨著所得先遞增後遞減」的關係。

以 Model (4-4) 解釋 NO_2 時，從【表 10】可知，所得及所得平方的係數估計值皆不顯著，再以 ADF 檢定 Model (4-4) 中的 ϵ_t ，得到 NO_2 和所得與所得平方之間不具有長期共整合關係。特別要注意的是當我們以 Model (4-5) 解釋 NO_2 濃度變化的時候，可以發現雨量的估計係數雖然顯著，但 NO_2 與雨量之間並無共整合關係，表示迴歸式可能為虛假迴歸，即雨量對 NO_2 的濃度變化可能無直接的影響。在 Model (4-4) 中多加入雨量變數，即 Model (4-6)，結果顯示 NO_2 與這些解釋變數雖然具有長期共整合關係，但只有雨量的係數估計值顯著。綜合上面結果，這三個模型皆無法完整解釋 NO_2 濃度的變化，雖然在 Model (4-6) 式中，所得及所得平方係數有符合 EKC 假說的形式，但是兩者係數估計值皆不顯著， NO_2 與所得之間的關係並不符合 EKC 假說。

以 Model (4-4) 解釋 O_3 與所得之間的關係時，從【表 10】可知，其解釋變數的係數估計值皆不顯著，但以 ADF 檢定 Model (4-4) 中的 ϵ_t 時，卻得到 O_3 與所得之間具有共整

合關係。再以 Model (4-5) 解釋 O_3 與雨量之間的關係時，從【表 10】可知，雖然其解釋變數的係數估計值皆顯著，但以 ADF 檢定 Model (4-5) 中的 ϵ_t 時，卻得到 O_3 與雨量之間皆不具有共整合關係的結果，顯示其迴歸式可能是虛假迴歸，即所得對 O_3 濃度並不具有直接的影響。在 Model (4-6) 中，所得及所得平方的估計係數皆不顯著，但這些變數與 O_3 卻具有共整合關係，表示其迴歸式亦可能是虛假迴歸。因此，上述三個模型皆無法解釋 O_3 濃度的變化，綜合上面結果， O_3 與所得之間的關係並不存在倒 U 形的 EKC。

綜合二階段共整合檢定結果，我們發現所得不但不能解釋這三種空氣污染物濃度的變化，也和這些污染物之間不存在非線性關係，因此在台灣地區，所得與上述這三種空氣污染物的濃度之間的關係皆不符合 EKC 假說，因此我們發現以污染物濃度作為環境品質檢驗 EKC 曲線是否存在台灣地區時，將無法得到污染物與所得之間有長期關係。在下各章節，本研究將採用 Pesaran and Shin (1997) 所提出的 ARDL 模型與 ARDL 轉換後之誤差修正模型，再檢驗這三種空氣污染物的濃度與所得或雨量之間是否有長期均衡關係，並檢視變數長期關係與短期動態調整過程。

4.3 實證模型—ARDL (p,q)與誤差修正模型

在上各章節，我們確定變數之間的是否具有共整合關係後，本章節將利用 ARDL 模型得到 PM_{10} 、 NO_2 和 O_3 的最佳動態模型，且可以藉由 ARDL 模型來證實變數之間的關係不具有「虛假迴歸」，可以用此動態模型描述各變數之間的長短期關係。

4.3.1 ARDL (p,q) 模型

在找尋最佳 ARDL 動態模型過程中，因所得平方的係數估計值皆不顯著，所以本文不納入所得平方的變數於模型當中，實證結果見【表 11】。

由【表 11】可以發現，若當期所得每增加一元，每勞動人口產出的 NO_2 濃度會顯著增加

1.14×10^{-13} ppm，但 PM_{10} 、 O_3 濃度則不會隨著所得增加而有所變化。在 ARDL 模型中可以發現這三種污染物與所得之間均無非線性關係，顯示這三種污染物與所得之間不存在著「污染物會隨著所得先增後減」的 EKC 假說。根據【表 11】，可以發現當期污染物的濃度除了受雨量影響之外，還會受污染物的延遲項影響，表示污染物濃度可能不會在當期立即消散。

若當期每單位面積雨量每增加一毫米，每勞動人口產出的 PM_{10} 濃度、 NO_2 濃度以及 O_3 濃度，分別減少 $1.40 \times 10^{-6} \mu\text{g}/\text{m}^3$ 、 1.49×10^{-10} ppm 和 4.27×10^{-10} ppm，表示雨量對空氣中的污染物濃度有顯著的影響。因此，在解釋污染物濃度變化時，雨量是不可忽略的解釋變數。

以 PM_{10} 而言，若前期濃度增加 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ，則當期濃度會增加 $0.4964 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ；若前兩期濃度增加 $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ，則當期濃度會增加 $0.3482 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ，數據顯示 PM_{10} 並不會在當期立即消散，要等到第二期之後才會逐漸消散，其可能原因為部分 PM_{10} 可以經由重力作用而沉降地表而部分 PM_{10} 則會受風力的浮力作用而停留於大氣中較長時間，其消散原因亦可能被人體吸進肺部外也有可能因光化反應成為其他產物。

以 NO_2 而言，若當期濃度增加 1 ppm，則當期濃度會增加 1.1457 ppm；若前兩期濃度增加 1 ppm，則當期濃度會增加 0.6369 ppm，數據顯示 NO_2 亦不會在當期立即消散，跟 PM_{10} 一樣需等到第二期之後才會逐漸消散。

以 O_3 而言，若當期濃度增加 1 ppm，則當期濃度會增加 0.4515 ppm；若前兩期若前兩期濃度增加 1 ppm，則當期濃度會增加 0.2889 ppm；若前三期若前兩期濃度增加 1 ppm，則當期濃度會增加 0.0742 ppm，數據顯示空氣中的 O_3 要等到第三期之後才會逐漸消散。

【表 11】 ARDL 模型估計結果

自我迴歸分配遞延 (autoregressive distributed lag, ARDL) 模型			
污染物	PM_{10t}	NO_{2t}	O_{3t}
模型	ADL(2,0)	ADL(2,2)	ADL(3,1)
常數項	$5.41 \times 10^{-6}^{***}$ (5.80×10^{-7})	$3.36 \times 10^{-9}^{***}$ (6.24×10^{-10})	$6.25 \times 10^{-9}^{***}$ (7.19×10^{-9})
P_{t-1}	0.4964^{***} (0.0808)	1.1457^{***} (0.0736)	0.4515^{***} (0.0780)
P_{t-2}	-0.1482^{**} (0.0733)	-0.5088^{***} (0.0654)	-0.1626^{**} (0.0822)
解 釋 變 數 P_{t-3}	N/A	N/A	-0.2147^{***} (0.0763)
R_t	$-1.40 \times 10^{-6}^{***}$ (2.22×10^{-7})	$-1.49 \times 10^{-10}^{***}$ (3.92×10^{-11})	$-4.27 \times 10^{-10}^{***}$ (1.24×10^{-10})
R_{t-1}	N/A	N/A	$4.91 \times 10^{-10}^{***}$ (2.28×10^{-10})
Y_t	N/A	$1.14 \times 10^{-13}^{**}$ (5.36×10^{-14})	N/A
Y_{t-1}	N/A	$-4.18 \times 10^{-13}^{***}$ (5.40×10^{-14})	N/A
Y_{t-2}	N/A	$2.32 \times 10^{-13}^{***}$ (5.39×10^{-14})	N/A
e_t 之 ADF statistic	-12.4916	-7.4346	-7.1267

註：*為 10%顯著水準，**為 5%顯著水準，***為 1%顯著水準，表中檢定結果均落在判定 e_t 為穩定的區域。在估計過程中，我們發現 Y_t^2 變數對污染物變化不具有顯著解釋能力，於是省略 Y_t^2 變數，不納入表中。

在上一節的共整合檢定分析所得到的結果與本節 ARDL 模型分析的結果，不盡相同，且從【表 11】中的 e_t 之 ADF 統計值均小於 1%顯著水準的臨界值²⁷，顯示二階段共整合因為沒有考慮短期動態以致結果並不正確。在這個章節，我們已經確定變數之間的長短期關係，接下來的章節我們將利用 ARDL 透過數學方式轉換成誤差修正模型，並再檢驗上述 ARDL 是否具有穩定條件，以及變數間之長期趨勢為何。

4.3.2 誤差修正模型

我們將【表 11】，透過第三章的 (3-9) 式轉換成【表 12】，並利用 Delta Method 計算各係

²⁷1%顯著水準的臨界值為 2.5758。

數之變異數²⁸， PM_{10} 、 NO_2 及 O_3 的長期共整合關係如下，

$$PM_{10t-2} = (7.98 \times 10^{-6}) - (2.15 \times 10^{-6})R_{t-2}$$

$$NO_{2t-2} = (9.25 \times 10^{-9}) - (4.10 \times 10^{-10})R_{t-2} - (1.98 \times 10^{-13})Y_{t-2}$$

$$O_{3t-3} = (6.75 \times 10^{-9}) - (6.94 \times 10^{-11})R_{t-3}$$

由【表 12】可知， $\hat{\theta}_{PM_{10}} = -0.6518 < 0$ 符合穩定條件，所以 PM_{10} 與雨量之間具有共整合關係，即雨量對 PM_{10} 有長期影響，由其共整合方程式可知，當落後兩期的雨量增加一毫米，則落後兩期的 PM_{10} 濃度會減少 $2.15 \times 10^{-6} \mu\text{g}/\text{m}^3$ ，並且 PM_{10} 可藉由誤差修正項 $[PM_{10t-2} - (7.98 \times 10^{-6}) + (2.15 \times 10^{-6})R_{t-2}]$ 來修正其當期短期濃度。尤其當 $PM_{10t-2} < [(7.98 \times 10^{-6}) - (2.15 \times 10^{-6})R_{t-2}]$ 時，將會使 ΔPM_{10t} 收斂至 0，即下一期 PM_{10} 不會增加，長期而言， PM_{10} 與雨量之間的關係是具有共同往「均衡方向調整」的特性。

由【表 12】可知， NO_2 是這三種空氣污染物之中唯一會受到所得影響，依其共整合方程式可知，當落後兩期的所得每增加 1 元則落後兩期的 NO_2 濃度會減少 $1.98 \times 10^{-13} \text{ ppm}$ ，且 $\hat{\theta}_{NO_2} = -0.3631 < 0$ 符合穩定條件，所以 NO_2 、雨量及所得之間具有長期共整合關係， NO_2 以誤差修正項 $[NO_{2t-2} - (9.25 \times 10^{-9}) + (1.98 \times 10^{-13})Y_{t-2} + (4.10 \times 10^{-10})R_{t-2}]$ 來修正其當期濃度。尤其當 $NO_{2t-2} < (9.25 \times 10^{-9}) - (1.98 \times 10^{-13})Y_{t-2} - (4.10 \times 10^{-13})R_{t-2}$ 時， ΔNO_{2t} 會收斂至 0，即下一期 NO_2 濃度不會增加，長期而言， NO_2 、雨量與所得三者之間的關係具有共整合關係。

由【表 12】可知， $\hat{\theta}_{O_3} = -0.9258 < 0$ 符合穩定條件，所以 O_3 與雨量之間具有共整合關係，依其共整合方程式可知，當落後三期的雨量每增加 1 毫米，則落後三期的 O_3 濃度會減少 $6.94 \times 10^{-11} \text{ ppm}$ ，並且 O_3 可藉由誤差修正項 $[O_{3t-3} - (6.75 \times 10^{-9}) - (6.94 \times$

²⁸本文將利用 Delta Method 計算各係數的變異數，其推導過程在附錄二中。

$10^{-11})R_{t-3}]$ 來修正其當期濃度。尤其當 $O_{3t-3} < (6.75 \times 10^{-9}) + (6.94 \times 10^{-11})R_{t-3}$ 時， ΔO_{3t} 會收斂至 0，即下一期 O_3 濃度不會增加，長期而言， O_3 與雨量兩者之間具有共整合關係。

【表 12】 未限制 ARDL 轉換成誤差修正模型的估計結果

從 ARDL 轉換成未限制的誤差修正模型			
誤差修正項 = $P_t - \mu - K_1 R_{t-q} - K_2 Y_{t-q}$			
	$P_t = PM_{10t}$	$P_t = NO_{2t}$	$P_t = O_{3t}$
ΔY_t	N/A	$1.14 \times 10^{-13}^{**}$ (5.36×10^{-14})	N/A
ΔY_{t-1}	N/A	$-3.04 \times 10^{-13}^{***}$ (5.36×10^{-14})	N/A
ΔP_{t-1}	-0.5036^{***} (0.0808)	0.1457^{***} (0.0736)	-0.5491^{***} (0.0780)
ΔP_{t-2}	N/A	N/A	-0.7096^{***} (0.0129)
ΔR_t	$-1.40 \times 10^{-6}^{***}$ (2.22×10^{-7})	$-1.49 \times 10^{-10}^{***}$ (3.92×10^{-11})	$-4.27 \times 10^{-10}^{***}$ (1.24×10^{-10})
ΔR_{t-1}	$-1.40 \times 10^{-6}^{***}$ (2.22×10^{-7})	$-1.49 \times 10^{-10}^{***}$ (3.92×10^{-11})	$6.50 \times 10^{-11}^{***}$ (3.13×10^{-20})
ΔR_{t-2}	N/A	N/A	$6.50 \times 10^{-11}^{***}$ (3.13×10^{-20})
$\hat{\theta}$	-0.6518^{***} (0.0729)	-0.3631^{***} (0.0437)	-0.9258^{***} (0.1041)
$\hat{\mu}$	$7.98 \times 10^{-6}^{***}$ (2.00×10^{-7})	$9.25 \times 10^{-9}^{***}$ (1.26×10^{-9})	$6.75 \times 10^{-9}^{***}$ (1.05×10^{-10})
\hat{K}_1	$-2.15 \times 10^{-6}^{***}$ (4.48×10^{-7})	$-4.10 \times 10^{-10}^{***}$ (3.92×10^{-11})	$-6.94 \times 10^{-11}^{***}$ (1.60×10^{-11})
\hat{K}_2	N/A	$-1.98 \times 10^{-13}^{***}$ (3.71×10^{-14})	N/A

註： $\hat{\theta}$ ：為短期修正項的估計。*為 10%顯著水準，**為 5%顯著水準，***為 1%顯著水準。

4.4 總結

綜合共整合檢定、ARDL 模型以及誤差修正模型之實證結果，得到的結果並不完全一致，我們將結果分成一致部分與不一致部分在下列解說，

1、結果具一致性的部分：

本研究所使用的三種研究方法都顯示，這三種污染物濃度與所得之間並未出現 EKC 假說所主張的「環境品質會隨著所得增加，先惡化後改善」之倒 U 曲線，更發現所得無法解釋 PM_{10} 和 O_3 濃度的變化，所以三種研究方法證實 EKC 假說不

適合用來描述台灣地區的空氣污染物濃度與所得之間的關係，更可以發現在解釋
污染物濃度的變化，雨量是不可缺少的重要解釋變數。

2、結果不具一致性的部分：

其不具一致性的部分是指，我們以 ARDL 模型分析得到污染物的長期共整合方程式，但 Engle-Granger 二階段共整合則否。在 Engle-Granger 二階段共整合檢定分析中，除了得到污染物濃度與所得之間並不具有共整合關係的結果之外，還得到雨量對其中兩項空氣污染物濃度 (NO_2 和 O_3) 雖然具有解釋能力，但兩者之間卻不具有共整合關係的虛假迴歸，其原因可能有兩點，(1) 在共整合檢定模型中遺漏了重要的解釋變數，造成解釋變數係數估計值發生偏誤。(2) 共整合檢定模型中，並未考慮變數之間長短期動態。

第五章 結論與建議

因月資料的蒐集不易，一般研究環境品質惡化與經濟成長之間關係的學者大多使用追蹤資料來驗證 EKC 假說是否成立，但本文為突破數據蒐集的限制，以具有大樣本數據的月資料進行實證驗證台灣地區是否存在 EKC 假說。本研究採用許多文獻使用的 PM_{10} 與 NO_2 作為環境品質指標，更有別於其他文獻，採用了文獻中極少出現的 O_3 作為環境品質指標。

本研究以台灣地區 1998 年 1 月至 2010 年 5 月為樣本期間，共 149 個樣本點，收集所得、污染物以及雨量的月資料，試著以 PM_{10} 、 NO_2 、 O_3 污染濃度檢驗 EKC 假說是否成立。本篇論文使用 Engle-Granger 二階段共整合以及轉換 Autoregressive Distributed Lag (ARDL) 之動態誤差修正模型，檢定各環境品質指標、雨量與所得之間是否共整合。以 Engle-Granger 二階段共整合檢定環境品質惡化與所得之間的關係時，結果顯示只有雨量對 PM_{10} 具有顯著解釋能力且兩者之間存在共整合關係。 PM_{10} 與雨量、所得及所得平方之間有共整合關係，但所得及所得平方對 PM_{10} 皆不具顯著，以 NO_2 為環境品質指標檢驗結果亦是如此。在 ARDL 模型和誤差修正項模型分析中，考慮了長短期動態調整以及可能的重要解釋變數，得到這三種空氣污染物濃度的長期共整合方程式，此結果與 Engle-Granger 二階段共整合分析結果並不一致。雖然 Engle-Granger 二階段共整合與 ARDL 模型分析結果不盡相同，但皆能證實所得並無法解釋污染物濃度的變化，且兩者之間並不具有長期穩定趨勢，由此可知，EKC 並不適合用來解釋台灣地區的污染物與所得之間的關係。

在驗證 EKC 假說過程，我們發現 Engle-Granger 二階段共整合檢定，易得到解釋變數的係數估計值顯著但變數之間不具有共整合關係，以 ARDL 模型分析污染物濃度之變化時，殘差的檢定統計值皆小於顯著水準之臨界值，且轉換成誤差修正模型後，仍能滿足穩定之必要條件。由此可知，ARDL 模型分析結果比 Engle-Granger 二階段共整合更具說服力。導致 Engle-Granger 二階段共整合檢驗的結果偏誤的主因，可能是該模型並未考慮變數之間的

長短期動態，以及無法考慮及判定解釋變數的重要性，發生實證模型中遺漏重要解釋變數的問題。

根據本研究結果顯示， PM_{10} 與前一期值及雨量之間具有長期穩定關係，其中 PM_{10} 與雨量之間呈現負相關； NO_2 則是與其前期項、雨量以及所得之間有著長期共整合關係，其中 NO_2 與雨量之間亦呈現負相關，但其與所得之間呈現正相關； O_3 則是與其前期項及雨量之間有長期共整合關係，其中 O_3 與雨量之間呈現負相關，根據誤差修正模型可以發現讓污染物收斂到長期趨勢的收斂速度以 O_3 最快， NO_2 則是最慢。我們更發現，所得不但對污染物濃度變化不具有解釋能力，且其與污染物濃度之間並無非線性關係，因此我們無法在台灣地區發現所得與污染物之間有「環境品質惡化隨著所得增加先增後減」的關係，實證結果顯示在探討污染物濃度變化時，雨量是不可忽略的重要解釋變數，更由於空氣污染物特性，污染物濃度的落遲項更是不可缺少之解釋變數。由此可知，如果以污染物濃度檢驗 EKC 假說，我們必須更加注意小心，不可忽略如雨量等氣候因素之其影響，應將該解釋變數納入模型之中。

參考文獻

- 行政院環保署 (1992), 《甲級空氣污染防制專責人員訓練教材》。台北, 行政院環境保護人員訓練所。
- 世界自然基金會 (1998), 《生命地球自然報告》。
- 王仁澤和王健行 (2002), 《環境與工業毒物學 三版》。台灣, 高立圖書有限公司。
- 楊奕農 (2009), 《時間序列分析: 經濟與財務上之應用 第二版》。台灣, 雙葉書廊。
- Akbostanci, E.; S. Türüt-Asık and G.I. Tun (2009), "The relationship between income and environment in Turkey: Is there an environmental Kuznets curve?," *Energy Policy*, 37(3), 861-67.
- Cole, M.A.; A.J. Rayner and J.M. Bates (1997), "The environmental Kuznets curve: an empirical analysis," *Environment and Development Economics*, 2(04), 401-16.
- Day, K.M. and R.Q. Grafton (2003), "Growth and the environment in Canada: An empirical analysis," *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 51(2), 197-216.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American statistical association*, 427-31.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-76.
- Forster, B.A. (1973), "Optimal capital accumulation in a polluted environment," *Southern Economic Journal*, 544-47.
- Friedl, B. and M. Getzner (2003), "Determinants of CO2 emissions in a small open economy," *Ecological Economics*, 45(1), 133-48.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974), "Spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-20.

- Grossman, G.M. and A.B. Krueger (1991), Environmental impacts of a North American free trade agreement," National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA,
- Grossman, G.M. and A.B. Krueger (1995), "Economic growth and the environment," *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353-77.
- Hung, Ming-Feng and Daigee Shaw (2006), "Economic Growth and the Environmental Kuznets Curve in Taiwan: A Simultaneity Model Analysis." Boldrin M. (eds.), *Long-Run Growth and Economic Development: From Theory to Empirics*, UK: Edward Elgar, 2006.
- Kaufmann, R.K.; B. Davidsdottir; S. Garnham and P. Pauly (1998), "The determinants of atmospheric SO₂ concentrations: reconsidering the environmental Kuznets curve," *Ecological Economics*, 25(2), 209-20.
- Kuznets, S. (1955), "Economic growth and income inequality," *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- List, J.A. and C.A. Gallet (1999), "The environmental Kuznets curve: does one size fit all?," *Ecological Economics*, 31(3), 409-23.
- Liu, X.; G.K. Heilig; J. Chen and M. Heino (2007), "Interactions between economic growth and environmental quality in Shenzhen, China's first special economic zone," *Ecological Economics*, 62(3-4), 559-70.
- McLuhan, M. (1964), "Understanding Media: The Extensions of Man. New American Library," *New York*.
- Panayotou, T. (1993a), *Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development*, ILO.
- Panayotou, T. (1993b), "Green markets: The economics of sustainable development," *ICEG Sector Studies Series*, (7).
- Pesaran, M.H. and Y. Shin (1997), "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. ," *Paper presented at the Symposium for the Centennial of Ragnar*

Frisch.

- Phillips, P.C.B. and S. Ouliaris (1990), "Asymptotic properties of residual based tests for cointegration," *Econometrica*, 58(1), 165-93.
- Roughgarden, J. (1979), *Theory of population genetics and evolutionary ecology*, Macmillan.
- Said, S.E. and D.A. Dickey (1984), "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order," *Biometrika*, 71(3), 599.
- Selden, T.M. and D. Song (1994), "Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions?," *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(2), 147-62.
- Selden, T.M. and D. Song (1995), "Neoclassical growth, the J curve for abatement, and the inverted U curve for pollution," *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(2), 162-68.
- Shafik, N. (1994), "Economic development and environmental quality: an econometric analysis," *Oxford Economic Papers*, 46, 757-73.
- Shafik, N. and S. Bandyopadhyay (1992), "Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence," *Policy Research Working Paper Series*.
- Thompson, D.W.J. and J.M. Wallace (1998), "The Arctic Oscillation signature in the wintertime geopotential height and temperature fields," *Geophysical Research Letters*, 25(9), 1297-300.
- Vincent, J.R. (1997), "Testing for environmental Kuznets curves within a developing country," *Environment and Development Economics*, 2(04), 417-31.
- Wang, Yi-Chia (2010), *Economic Growth and Clean Environment*, Germany, LAP Lambert Academic Publishing.
- Wen, G. and Z. Cao (2009), "An Empirical Study on the Relationship between China's Economic Development and Environmental Quality-----Testing China's Environmental Kuznets Curve," *Journal of Sustainable Development*, 2(2), P65.

《附錄一》 ADF 單根檢定殘差之統計量臨界值

【TABLE IIb】 以 ADF 單根檢定殘差之統計量臨界值

# of explanatory variables	0.1000	0.0500	0.0100
1	- 3.0657	- 3.3654	- 3.9618
2	- 3.4494	- 3.7675	- 4.3078
3	- 3.8329	- 4.1121	- 4.7325
4	- 4.1565	- 4.4542	- 5.0728
5	- 4.4309	- 4.7101	- 5.2812

資料來源：Phillips and Ouliaris (1990) pp.190

《附錄二》 Delta Method 計算過程

共整合變數： $\{P_t, Y_t, R_t\}$ ，假設模型為 ARDL(1,1)

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{t-1} + \beta_0 R_t + \beta_1 R_{t-1} + \gamma_0 Y_t + \gamma_1 Y_{t-1}$$

未限制 ARDL 轉換成誤差修正模型

$$\Delta P_t = \beta_0 \Delta Y_t + \gamma \Delta R_t + (\alpha_1 - 1) \left[P_{t-1} - \left(\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} \right) - \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{1-\alpha_1} \right) R_{t-1} - \left(\frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1-\alpha_1} \right) \right]$$

$$\theta = (\alpha_1 - 1), S(\theta) = \sqrt{\text{Var}(\alpha_1)}$$

$$\mu = \left(\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} \right), S(\mu) = \sqrt{\begin{bmatrix} \frac{1}{1-\alpha_1} & \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)^2} \\ \frac{1}{1-\alpha_1} & \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Var}(\alpha_0) & \text{Cov}(\alpha_0, \alpha_1) \\ \text{Cov}(\alpha_1, \alpha_0) & \text{Var}(\alpha_1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{1}{1-\alpha_1} \\ \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1)^2} \end{bmatrix}}$$

$$K_1 = \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{1-\alpha_1} \right)$$

$$, S(K_1) = \sqrt{\begin{bmatrix} \frac{\beta_0 + \beta_1}{(1-\alpha_1)^2} & \frac{1}{1-\alpha_1} & \frac{1}{1-\alpha_1} \\ \frac{\beta_0 + \beta_1}{(1-\alpha_1)^2} & \frac{1}{1-\alpha_1} & \frac{1}{1-\alpha_1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Var}(\alpha_1) & \text{Cov}(\alpha_1, \beta_0) & \text{Cov}(\alpha_1, \beta_1) \\ \text{Cov}(\beta_0, \alpha_1) & \text{Var}(\beta_0) & \text{Cov}(\beta_0, \beta_1) \\ \text{Cov}(\beta_1, \alpha_1) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_0) & \text{Var}(\beta_1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\beta_0 + \beta_1}{(1-\alpha_1)^2} \\ \frac{1}{1-\alpha_1} \\ \frac{1}{1-\alpha_1} \end{bmatrix}}$$

$$K_2 = \left(\frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1-\alpha_1} \right),$$

$$S(K_2) = \sqrt{\begin{bmatrix} \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{(1-\alpha_1)^2} & \frac{1}{1-\alpha_1} & \frac{1}{1-\alpha_1} \\ \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{(1-\alpha_1)^2} & \frac{1}{1-\alpha_1} & \frac{1}{1-\alpha_1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Var}(\alpha_1) & \text{Cov}(\alpha_1, \gamma_0) & \text{Cov}(\alpha_1, \gamma_1) \\ \text{Cov}(\gamma_0, \alpha_1) & \text{Var}(\gamma_0) & \text{Cov}(\gamma_0, \gamma_1) \\ \text{Cov}(\gamma_1, \alpha_1) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_0) & \text{Var}(\gamma_1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{(1-\alpha_1)^2} \\ \frac{1}{1-\alpha_1} \\ \frac{1}{1-\alpha_1} \end{bmatrix}}$$

《附錄三》數據來源

變數	網址	路徑
污染物濃度	http://210.69.101.110/epa/stmain.jsp?sys=100	行政院環保署 > 環保資訊 > 環保統計 > 環保統計資料庫 > 環境空氣品質監測結果 8700~9812 月報 環境空氣品質監測結果(初步統計) 9901~9904 月報
所得 (每月平均總經常薪資)	http://win.dgbas.gov.tw/dgbas04/bc5/earning/ht456.asp	行政院主計處 > 政府統計 > 全國統計資料 > 勞工 > 受僱員工統計 > 受僱員工薪資調查統計 > 採取工業、服務業、製造業
各縣市土地面積	http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9.asp	中華民國統計處 > 縣市重要指標 > 縣市土地面積重要統計指標
勞動人口	http://win.dgbas.gov.tw/dgbas04/bc5/earning/ht456.asp	行政院主計處 > 政府統計 > 全國統計資料 > 勞工 > 受僱員工統計 > 受僱員工薪資調查統計 > 受僱員工統計 > 受僱員工統計 > 受僱員工時間數列資料
雨量	http://www.cwb.gov.tw/ http://gweb.wra.gov.tw/HydroApplication/index.aspx	中央氣象局 > 統計資料 > 氣候統計 經濟部水利屬 > 水文資訊 > 水文資訊申請網站