

政府貪腐、非意欲產出與國家生產效率 —空間分量迴歸模型之應用

林俊宏、林河山*

摘要

本文使用兩種資料包絡分析 (data envelopment analysis, DEA) 方法來估計國家生產效率，一為不考慮非意欲產出的生產效率，另一為考慮二氧化碳的排放量做為非意欲產出計算所得之生產效率。我們比較兩種生產效率，發現歐洲國家近年來對環境所投入之人力、物力已見成效，此與以往相關之文獻結果不同。本研究進一步採用空間分量迴歸模型來分析影響國家生產效率的因素，本模型可同時解決資料具空間相關性及異質性的問題，在分析時可避免偏誤的問題，結果證實此模型之適用性優於傳統迴歸模型。由模型推估結果發現，若以不計非意欲產出之生產效率做為應變數時，我們發現低生產效率國家有顯著空間相關性，高生產效率國家則無；貪腐程度則對高生產效率的國家影響較大，外人直接投資對低效率國家之影響較為顯著，貿易量則可能對高生產效率的國家有負向的影響。若以考量非意欲產出之生產效率來看，發現空間相關性仍存在，惟效率最低的國家將無法透過周邊國家的技術外溢獲得益處；而貪腐程度對高生產效率國家之負向影響將遠大於低效率的國家，此乃因為高效率國家之貪腐程度越高將使得二氧化碳排放增加。此外，最低生產效率的國家將不再經由外人直接投資獲益。最後，我們發現提高貿易量反而可能引發低效率國家之生產效率降低。

關鍵詞：政府貪腐、非意欲產出、國家生產效率、空間分量迴歸
JEL 分類代號：C30, H11, Q53

* 兩位作者分別為聯絡作者：林俊宏，淡江大學產業經濟學系教授，25137 新北市淡水區英專路 151 號，電話：02-26215656 轉 2566，E-mail: chlin@mail.tku.edu.tw。林河山，臺北自來水事業處陽明淨水場場長，10672 臺北市大安區長興街 131 號，電話：02-28977479，E-mail: hslin@water.gov.taipei。作者由衷感謝兩位匿名審查委員以及編輯委員細心指正與寶貴建議，謹致謝忱。

投稿日期：民國 105 年 8 月 14 日；修訂日期：民國 105 年 10 月 24 日；
接受日期：民國 106 年 6 月 5 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 54:1 (2018), 29-71。
臺北大學經濟學系出版

1. 前言

本文主要目的在於採用空間分量迴歸模型 (spatial quantile regression model) 來分析各項自變數對國家生產效率所造成的影響，此模型可同時解決資料具空間相關性及異質性所造成之估計偏誤，在應用上將優於傳統之普通最小平方 (ordinary least squares, OLS)、分量迴歸及空間計量等模型，目前在我們可知的範圍裡尚無相關的文獻以此實證模型用於國家生產效率的分析。

本研究首先運用資料包絡法 (data envelopment analysis, DEA) 來估計各國的生產效率值，我們採用兩種 DEA 方法推估國家生產效率，一是 Banker et al. (1984) 提出之 BCC (Banker, Charnes and Cooper) 模式，此模式在推估過程係將資源投入及產出進行分析求得生產效率 (為便於說明以下將簡稱此效率值為「帳面生產效率」)，其並未考慮生產過程不受歡迎之副產物的產量，此產物稱為非意欲產出 (undesirable output, UO)，故此效率值較無法反映整體真實的效率。另一則是 Färe et al. (1989) 及 Seiford and Zhu (2002) 所提出的考量非意欲產出的 DEA 方法 (以下簡稱 UO 模式) 來計算效率值 (以下簡稱「環境生產效率」)，其因會考慮非意欲產出對系統的危害，故所得的結果較為客觀且全面性，也因此與 BCC 模式計算結果將有所差異。因本研究主要探討議題為國家生產效率，所以在非意欲產出的選擇上應採較為宏觀的角度，因近年來氣候變遷所導致的氣溫升高、極端氣候及空氣汙染等已直接或間接影響人類的生活及健康，所以致力減少對地球環境的破壞來減緩氣候變遷的發生，已成為各國政府應面對的重要課題。惟經濟發展與環境保護通常有所衝突，故我們可以選擇造成氣候變遷的因素來做為非意欲產出指標之代表。

根據在 1992 年生效的「聯合國氣候變化綱要公約」(United Nations Framework Convention on Climate Change, UNFCCC)，確認

了氣候變遷的存在及人類應對此急劇氣候變遷的現象負責。此公約的目標在於穩定大氣中溫室氣體 (greenhouse gases) 濃度，避免人類因氣候變遷而受到影響，並賦予工業化國家更大的責任來對抗氣候變遷。締約國大會 (Conference of the Parties, COP) 至 2015 年已召開了 21 次會議 (COP21)，將致力於地球平均氣溫維持在不超過工業化前 2 度 (攝氏)，並努力以 1.5 度為目標，對已開發國家賦予提供必要資金之義務。京都議定書將溫室氣體分為二氧化碳 (CO₂)、甲烷 (CH₄)、氧化亞氮 (N₂O)、氫氟碳化物 (HFCs)、全氟化碳 (PFCs) 及六氟化硫 (SF₆) 等六類，依據 IPCC (2014) 的估算，2010 年二氧化碳的排放量占了全部溫室氣體排放之 76% 以上的比例最高，故其常用來作為溫室氣體排放的衡量指標；其主要的來源為化石燃料的使用、工業生產及發電等過程，溫室氣體是各國在追求經濟發展所產生之副產品，所以若要縮減溫室氣體的排放，則必須進行產業、生產技術的轉型，也因此導致成本的提高，甚至可能影響經濟成長。

再者，溫室氣體排放已被公認是氣候變遷的主因，氣候變遷將導致氣溫的上升與海平面的上升，高耗能產業將增加溫室氣體排放，雖可能帶來經濟成長，但因其亦將造成人類危害，故一味追求經濟發展而放任碳排放量的增加，整體而言並非完全有益的。所以在估計各國生產效率時，若未將非意欲產出納入模型推估，將難以反映實際生產效率的狀況 (Färe et al., 1989)。為此，本文計算各國環境生產效率時，則採用佔溫室氣體排放量比例最高之二氧化碳排放量作為非意欲產出的指標。依據結果顯示環境生產效率排名相較於帳面生產效率排名，名次下降最為明顯者多數為開發中國家，例如中國、印度及印尼等國，這些國家近年來均有很高的經濟成長率，但由此分析發現高經濟成長背後常伴隨著環境破壞，各國政府不可不慎。

此外，國家生產效率持續提升端賴技術不斷的創新，政府如何營造一個讓廠商及個人均致力於創新的環境，將影響各國的生產效率，但貪污卻可能造成政府效能低落、無法有效保護智慧財產權及

法規的不完善等，最後導致整體國家的生產效率下降。依據 World Bank (1997)「濫用公權力圖私人的利益」即是對貪污的定義。賄賂者常透過機會或資訊獲取的不公及獨占主宰市場以圖私人的最大利益，或透過加速行政流程、降低時間成本等途徑來獲得回饋。所以直覺上政府將因貪污行為而導致無法達成分配資源的最佳化，造成國家生產效率的降低。反之，若貪污可以直接影響到法令的制定或鬆綁，帶給賄賂者龐大超額利潤，反而有可能因此提高經濟成長、國民所得及帳面上生產效率的提升。曾有過去的相關研究顯示在某些政府管理效能較為低落的國家，貪污有時反而有潤滑劑的功能，因為透過賄賂的給予可以加速行政效率及法律的制定等，反而對國家的生產效率有助益 (Lui, 1985; Méon and Weill, 2010)，顯見受賄的對象及對價方式將主導貪污行為對生產效率的影響。舉例來說，透過不法遊說及賄賂來引進高污染產業及污染排放法令的鬆綁等。由於此類產業通常會帶來大量就業及產值，可在短期內提高經濟成長。顯見貪污行為對於國家生產效率的影響，在不同條件的國家將呈現不同的結果，為此本研究採用了有別於傳統的計量方法之空間分量迴歸模型分析，將可更完整的探討此一議題。

在空間計量實證研究方法上，Anselin (1988) 提到空間計量經濟學可以用來處理有關空間相關性 (spatial dependence) 及空間異質性 (spatial heterogeneity) 的問題，尤其在使用區域資料時，上述的特性更應該被注重。所以在分析空間資料時，若僅採用傳統的計量模型而沒有考慮到上述空間相關性及空間異質性的問題時，將造成分析結果的偏誤 (bias)。自此空間計量模型開始普遍使用於實證分析上，學者亦證明了忽視空間效果 (spatial effect) 將可能因為解釋變數內生性的問題導致模型推估的偏誤，相關文獻如 LeSage and Pace (2009)。此外，在討論國家生產效率時，技術進步的來源除了國家間貿易及資本流動所帶來的技術外溢外，國家間無形的交流所帶來的經濟與社會層面的外溢也是一個不可不考慮的因素。先前已有學者利用理論模型及實證研究證明空間計量模型可以用來探討技術外溢

及移轉的課題 (Ertur and Musolesi, 2015; Tientao et al., 2016)，故本文另一主要目的即在於將空間相關性納入實證計量模型來分析國家生產效率的影響因素。

再者，由於傳統的迴歸分析模型推估結果通常極易受到離群值 (outliers) 的影響，自 Koenker and Bassett (1978) 提出分量迴歸的模型後，已有一個突破性的解決方法。因為透過分量迴歸模型分析，我們可以得知基於條件機率中間及尾端的更多訊息，以了解在各個不同分量下解釋變數對被解釋變數的影響，推估的結果將較普通最小平方迴歸 (OLS) 的估計式更具穩健性 (robustness) 及更適於資料的解釋與分析。若採用一般的自迴歸模型，我們將得到「平均」的影響，但若採用分量迴歸模型將可分別探討貪污行為對於高度、中度及低度生產效率國家的影響，這也可以幫助我們驗證前面所提貪腐程度對於各國生產效率的影響，是否在不同類型的國家將有不同的影響。

綜上所述，國家生產效率必須考慮非意欲產出方為客觀，且其受貪腐程度及其他變數的影響究竟為何？其也可能受到鄰近國家空間效應的影響，且在不同類型的國家之效應是否一致？以上議題若使用傳統的計量模型均無法同時知悉，故本文主要目的即在使用結合空間及分量迴歸模型之空間分量迴歸模型來探討以上課題。

本文分為以下幾個章節，除了前言，第 2 節為文獻回顧，將介紹以往學者對於相關研究結果；第 3 節為本研究所使用模型及資料，將介紹本文所使用的資料與空間分量迴歸模型及推估方式；第 4 節為結果與討論；最後為結論。

2. 文獻回顧

依據 World Bank (2000) 的估計因為貪污每年損失超過 1 兆美元，大約占世界各國整體 GDP 的 5%，再依 World Bank (2005) 指出貪污將增加廠商的成本、降低生產力。Lambsdorff (2003) 提到廠商

常因承諾賄賂而降低服務品質，公務人員因預期可收受賄賂，而把效率及品質拋諸腦後，做出不當的決定，例如品質不佳的道路及不穩定的電力供應等，也因預期增加法規瓶頸將有利於取得不法金錢，而使法律或規範更加嚴格，貪污所導致之壟斷及不正確的公眾決策，將使得國家資源配置未達最佳化，降低國家的生產效率。

惟國家貪腐程度對生產效率的影響，依據以往相關文獻的研究結果並無明確的定論。有學者提出所謂的潤滑劑理論 (grease the wheel)，如 Leff (1964)、Leys (1965) 及 Huntington (1968) 等學者研究。該理論認為貪污可以加速行政效率減少阻礙，將使得本來無效率的政府透過行賄者之金錢交付提高效率，例減少排隊的成本等。Méon and Weill (2010) 則利用實證方法證明確實有潤滑劑假說，文中使用了 54 個包含已開發及開發中國家的資料，證明了當國家的管理品質不佳的時候，貪污對於國家效率有正面的影響。

以 DEA 方法探討政府效率之相關文獻因數量極為龐大，在此僅臚列較具代表性者。Hughes and Edwards (2000) 使用 DEA 方法衡量 1990 年明尼蘇達州 173 個地方政府的政府效率；Worthington and Dollery (2000) 則透過 DEA 來衡量澳洲新南威爾斯地方政府的效率；Afonso and Fernandes (2006) 以 DEA 研究葡萄牙的里斯本以及 Vale do Tejo 地區 51 個市鎮公共支出效率，發現 Vale do Tejo 市鎮可用較少的資源來改善產出且不一定會增加政府支出。Giménze and Prior (2007) 利用非凸性邊界法 (nonconvex frontier method) 探討西班牙 1996 年地方政府的效率；Afonso and Fernandes (2008) 使用 DEA 方法衡量了葡萄牙各個自治市的財政效率。而在進一步考量非意欲產出方面，例如 Lovell et al. (1995) 使用資料包絡法在高實質國民所得、低通貨膨脹率、低失業率及有利的貿易條件四個觀點上，比較 19 個歐洲與非歐洲國家在 1970 年至 1990 年間的總體表現，先利用無母數分析建構最佳總體表現的邊界，衡量每一國家的相對表現水準，再考慮兩個環境變數（碳及氮氣排放量）的外部效果，比較前、後結果的差異。實證後發現歐洲國家有相對較高的總體水準，但在

考慮外部效果後，歐洲的相對總體表現則出現明顯下降的趨勢。Lo et al. (2005) 分析中國、日本等亞洲 10 個國家生產力的成長，發現當考慮二氧化碳的排放後，中國及東協國家之生產力則明顯惡化，日本等國家則表現較佳。

再者，一個國家可透過對外開放來提高生產效率，因外人引進新式技術或產品可降低本國廠商的開發成本或帶來嶄新的生產技術等。以往學者常使用外人直接投資 (foreign direct investment) 及貿易量等兩個變數來衡量國家的開放程度 (openness)。Frankel and Romer (1999) 採用與貿易夥伴的距離作為工具變數，證明貿易有助於所得的提高；Irwin and Terviö (2002) 的研究亦得到類似的結果。Fernandes (2007) 提到增加外國的競爭可提高本地廠商的生產力，同時過度的貿易保護將不利於廠商生產力提高。Badinger (2008) 使用 14 個經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Cooperation and Development, OECD) 國家之 15 個製造業的資料，得到貿易量有助於生產力的提高。Ferreira and Trejos (2011) 則推估提高貿易量將造成對生產力的改變，平均彈性為 0.71。

Kokko (1994) 指出外人直接投資可因為技術的引進、管理技術、訓練本地勞工甚或是競爭來提高本地廠商的生產力，故一般認為外人直接投資對於國家經濟發展亦有正向的影響，所以各國無不將吸引外人投資當作重要政策，但其對於國家生產效率的影響，在過去的相關研究結果中並不一致。Borensztein et al. (1998) 使用工業化國家對 69 個開發中國家外人投資的資料，發現當被投資國的人力資本超過最低門檻時，外人直接投資所帶來的技術轉移對經濟成長的貢獻優於本國人。Javorcik (2004) 提到以往的文獻中並無法證明外人直接投資可帶來產業間正向的外溢效果，但證明了外人直接投資可因本地上游供應商與外人接觸，帶來生產力上正面的效果。Anwar and Nguyen (2014) 發現外人直接投資對於生產力的影響在不同區域有不同的效果。Salim and Bloch (2014) 證明外人直接投資對於生產力有正向的效果，本國的廠商若有較高研發費用者將越可從外人直

接投資獲得正向的外溢效果，有越高的競爭則帶來越佳的效果。總結以上，發現大多數的文獻均主張貿易及外人直接投資均可提高本國的生產效率，另也有學者研究兩者間何者可帶來的外溢效果較佳。如 Keller and Yeaple (2003) 估計 1987 年至 1996 年美國本地製造業由外人直接投資外溢占生產力成長的 11%，證明了外人直接投資的外溢效果優於進口產品。Kokko (1994) 則發現此類正向的外溢效果並不一定適用全部的國家，需要考慮的尚有本國的特性。

現今國家間交流極為密切，且因文化、成本及管理成本等因素，所以不論是人口、商業及技術的交流仍受到地理距離的限制，故每個國家的經濟發展變數，除受自身條件影響外，也將受到鄰近國家外溢效果 (spillover effect) 的影響 (Rey and Montouri, 1999; Rodríguez-Pose and Tselios, 2009)，故在使用計量分析模型時，若未考慮空間的相關性 (spatial dependence) 將造成模型估計上的偏誤。以往採用空間分析應用於國家生產效率分析之文獻極少，類似的則有討論技術外溢及總要素生產力等議題的文獻，Keller (2002) 使用生產力的空間分佈分析技術轉移，發現輸出國對接受國生產力所產生的效果隨地理距離遞減。Ertur and Musolesi (2015) 以縱橫資料，推估 R&D 外溢效果，證明其外溢性的存在。Tientao et al. (2016) 推估技術外溢性，並提出一個理論模型證明總要素生產力成長具有空間外溢性，且證明若不使用空間模型將造成偏誤。上述文獻的結果均可證明生產力及技術研發與知識存在外溢性，也證明因為鄰近國的技術外溢將有助於本國提高生產力。

在使用分量迴歸模型於生產效率類似議題之相關文獻，如 Dimelis and Louri (2002) 證明了生產效率不為常態或對數常態分布，實證上為一種高偏度係數分布 (highly skewed)，因此使用分量迴歸模型來分析生產效率應比一般迴歸分析合適，也可分析在不同分量生產效率時，解釋變數對於被解釋變數效果的不同，避免可能產生的偏誤及無法觀測到的異質性。他們也證明了在不同的生產效率分量時，外國企業對於本國廠商的外溢效應將有所不同。Kosteas

(2008) 使用分量迴歸分析外人直接投資對於不同生產力工廠的影響，發現外人直接投資只對生產效率高的工廠有外溢效應。Foster (2008) 亦使用分量迴歸分析貿易自由化對於經濟成長的影響，結果證明貿易開放對於經濟成長並無一致的影響，位於經濟成長分佈較低分量的國家，可得到正向且顯著的影響，但是對於高分量的國家則可能有負向的影響。Powell and Wagner (2011) 則使用分量迴歸模型發現出口溢酬在整個生產力分佈中均為正值，位於生產力分佈最低分量的出口商其出口溢酬最大。

由上述討論可以發現，忽視外溢性及異質性的傳統迴歸分析有其缺點，所以本文在計量模型的運用上，採用了結合空間計量模型及分量迴歸模型的空間分量迴歸模型進行資料分析，相關的文獻如 Liao and Wang (2012) 採用此模型分析房價資料，發現此模型因可同時考慮空間及不同分量效果，相較傳統模型更有助於分析。就我們可知的範圍內，目前尚無相關的文獻使用此模型進行生產效率的研究。

3. 實證分析模型及資料來源

本節將簡要介紹採用之計量模型及所使用的資料，本研究主要使用 DEA、分量迴歸模型及空間分量迴歸模型，在此分別簡要敘述如下：

3.1 DEA 分析方法

有關 DEA 法理論及計算方法在許多文獻中已有完整的介紹，於此不再贅述。DEA 分析方法源於 Farrell (1957)，其提出以「非預設生產函數」來推估效率值的概念，利用數學規劃技巧求出效率邊界，亦即效率生產函數，是一種確定性無母數邊界法。依相對比較之觀念，求出效率前緣 (efficiency frontier)，並以此效率前緣來衡量各決策單位 (decision making units, DMU) 的生產效率。若 DMU 位於參考技術前緣 (或邊界) 上則稱為相對有效率，不位於前緣 (或邊界)

上之 DMU 則稱為相對無效率，距離前緣（或邊界）愈遠，相對效率愈差。DEA 法最大的優點在於進行分析時不必事先預設函數形式，避免了模型設定的問題。Charnes et al. (1978) 修正 DEA 模型，一般簡稱為 CCR (Charnes, Cooper and Rhodes) 模式。其利用線性規劃的方式讓 DMU 找出一組能使自己效率值極大的權數配置，在固定規模報酬的假設下，各 DMU 根據自己的投入或產出特性，利用對自己最有利的權數，來計算各 DMU 的相對效率值。延續 CCR 模式，Banker et al. (1984) 提出之 BCC 模式，更進一步將 CCR 模式中固定規模報酬的假設放寬，考慮非固定生產規模的情形。而本文將採用 BCC 模式來推估各國之生產效率，並進一步加入非意欲產出的考量。

生產活動過程中常伴隨著非意欲產出，其與意欲產出是一體之兩面；若在評估生產效率時未考慮非意欲產出，可能會造成推估上的偏誤，導致在評估 DMU 的效率時，可能會發生扭曲實際效率的情況，進而造成決策者的誤判。Färe et al. (1989) 將產出區分為意欲產出與非意欲產出，並指出非意欲產出納入評估時，對效率排名的改變具某種程度的影響。因此，本文在推估國家生產效率時，亦同時採用考慮非意欲產出之模型。依據 Seiford and Zhu (2002) 之研究，納入非意欲產出之 DEA 模型，簡要說明如下：

假設有 n 個決策單位，以 I 表投入，¹ 共計使用 s 種投入，則第 j 個決策單位之投入表示為 $I_j = (I_{j1}, \dots, I_{js})$ ；若以 P 表產出，共計產生 m 種產出，第 j 個決策單位之產出則可表示為 $P_j = (P_{j1}, \dots, P_{jm})$ ，可將 DEA 的資料集合分解如下：

$$\begin{bmatrix} P \\ -I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P^g \\ P^b \\ -I \end{bmatrix}, \quad (1)$$

¹ 為與下一章節介紹計量模型時所使用的符號有所區別，避免讀者混淆，此處使用的代號與 Seiford and Zhu (2002) 不同。

(1) 式 P^g 與 P^b 分別表示意欲（好的）與非意欲（不好的）產出，在以往標準的 BCC 模式中， $P (= P^g + P^b)$ 越高表示效率越佳，但因 (1) 式考慮了非意欲產出，故若要改善效率則應該增加意欲產出及減少非意欲產出。另為保持 DEA 模式的線性及凸性，則必須將所有的非意欲產出乘以“-1”，並找到一個適當的 K 向量，使得全部負的非意欲產出變為正，亦即將第 j 行的非意欲產出轉換為 $\bar{P}_j^b = -P_j^b + K > 0$ ，其中 $K = \max\{P_j^b\} + 1$ ，(1) 式可轉換為下式：

$$\begin{bmatrix} P \\ -I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P^g \\ \bar{P}^b \\ -I \end{bmatrix}, \quad (2)$$

轉換後可得以下模型：

$$\begin{aligned} & \max h \\ & \text{s.t. } \sum_{j=1}^n z_j P_j^g \geq h P_0^g \\ & \quad \sum_{j=1}^n z_j \bar{P}_j^b \geq h \bar{P}_0^b \\ & \quad \sum_{j=1}^n z_j I_j \leq I_0 \\ & \quad \sum_{j=1}^n z_j = 1 \\ & \quad z_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, n \end{aligned}, \quad (3)$$

(3) 式中 z_j 為投入與產出的權重值； h 為相對效率值，求解 (3) 式後可得考量非意欲產出之效率值。

3.2 實證計量模型

3.2.1 分量迴歸 (Quantile Regression)

分量迴歸分析是在探討不同分量位數 (quantile) 之下，解釋變數對被解釋變數的影響。以往採用的最小平方估計方法僅針對平均值進行估計，但對於變數整個分配的情況卻無法進行精確地分析。由於分量迴歸模型的參數估計，極小化所有誤差項絕對值的總和，相較普通最小平方方法的估計式之下，對於極端值的估計更有穩健性 (robustness)；此外，分量迴歸可描繪不同分量條件分配下的表現，更能完整描繪樣本的特性，而有助於研究結果的分析。Koenker and Bassett (1978) 提出傳統分量迴歸型之表示如下：

$$Y = \beta_{\theta} X + \mu_{\theta} \quad \text{with} \quad \text{Quant}_{\theta}(Y) = \beta_{\theta} X, \quad (4)$$

其中 X 為外生變數集合向量； θ 為分位數 ($0 < \theta < 1$)； β_{θ} 為第 θ 分位數之待估計參數。 $\text{Quant}_{\theta}(Y)$ 為給定 X 下 Y 之第 θ 分位數，其目標函數可表示成：

$$\min_{\beta \in R^k} \left\{ \sum_{Y \geq \beta X} \theta |Y - \beta X| + \sum_{Y < \beta X} (1 - \theta) |Y - \beta X| \right\}. \quad (5)$$

分量迴歸基本觀念是對不同的點給予不同的權重，特別是對於殘差較大的點（極端值）則給予較小的權重。總結來說，透過分量迴歸的結果，可使我們掌握整個被解釋變數的條件分配，進而了解整個分析目標，而不用受限於條件均數下的結果。此外，依據以往文獻（詳如：Hoff, 2007; Banker and Natarajan, 2008; McDonald, 2009; Simar and Wilson, 2011），二階段 DEA 分析之第二階段應使用何種模型尚有爭議。Hoff (2007) 使用 OLS、雙受限 tobit (two-limit tobit, 2LT)、準概似估計法 (quasi-maximum likelihood estimation,

QMLE) 等模型，實證證明 OLS 的表現最少等於其他模型。McDonald (2009) 提出在考慮異質性的前提下，可採用 OLS。亦有學者認為因為效率值均介於 0 與 1 間，且通常效率值為 1 的觀察值不一定只有 1 個，故不能使用 OLS (Simar and Wilson, 2011)，建議使用拔靴法 (Bootstrap) 來解決此一問題。拔靴法一般認為適合使用於分析非常態及未知分布資料，亦為分量模型最常使用之推估方法，本研究後續即用其於推估傳統及空間分量迴歸模型，以下實證分析之重複抽樣次數為 200 次，此一方法也為目前分量迴歸分析推估過程最廣為採用之方法，因分量迴歸分析之相關理論在許多文獻中均有提及，為節省篇幅在此不多加贅述。

3.2.2 空間迴歸模型 (Spatial Regression)

本研究與過去文獻最大的不同點在於我們將具有鄰近效應 (neighboring effect) 特性的各區域變數結合分量迴歸模型，使各區變數的區域外溢效果 (regional spillover effect) 也成為模型中的解釋變數。Anselin (1988) 曾提及，空間的觀察值之間可能存在空間相依性 (spatial dependence) 與空間異質性 (spatial heterogeneity)；若其存在於迴歸模型中可能造成模型設定錯誤，因而違反高斯馬可夫 (Gauss-Markov) 的假設。一般常見的空間模型可概分為空間自相關模型 (spatial autoregressive model, SAR) 以及空間誤差模型 (spatial error model, SEM) 兩大類；以下將簡介空間計量模型 (Anselin, 1988; LeSage and Pace, 2009)。

空間自相關模型 (SAR)：若空間外溢的效果，可被單一的變數 WY 所解釋，則 SAR 模型如下所示：

$$Y = \alpha + \rho WY + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2), \quad (6)$$

其中， Y 為被解釋變數， W 為空間權重矩陣 (spatial weight matrix)，

WY 為被解釋變數乘以空間權重矩陣，用以衡量空間相依性及空間外溢效果， ρ 則為衡量空間效果解釋變數之係數； X 為解釋變數或環境變數， n 為樣本數，空間權重矩陣 (W) 將以 (8) 式來定義。

空間誤差模型 (SEM)：當空間效果存在於誤差項時，殘差項可能不是白噪音 (white noise)，因而造成空間異質性 (spatial heterogeneity) 情況；其模型可表示為：

$$Y = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + \varepsilon \quad (7)$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + e, \quad e \sim N(0, \sigma^2),$$

其中， β 為各解釋變數之迴歸係數， ε 為誤差項向量， λ 為空間誤差係數；其餘變數定義與 SAR 模型相同。

空間關係可以是否相鄰或距離遠近來表示，空間關係可以下式矩陣表示

$$[w_{ij}]_{n \times n} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1j} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2j} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & & \ddots & & & \vdots \\ w_{i1} & & & w_{ij} & & w_{in} \\ \vdots & & & & \ddots & \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nj} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}. \quad (8)$$

若以是否相鄰來表示，則 (8) 式是由 0 與 1 所組成的 n 階對稱矩陣，當 $w_{ij} = 0$ 代表區域 i 與區域 j 不相鄰，而當 $w_{ij} = 1$ 代表區域 i 與區域 j 相鄰。另若以距離表示空間關係，其程度大小應隨距離 (distance) 的遠近而有所差異，也就是說若兩空間單位元間距離越遠，關係應越薄弱，而空間單位元距離越短，關係應越密切，故 (8) 式亦可以兩單元距離的倒數做為相鄰關係矩陣的構成元素，故

$w_{ij} = 1/\text{distance}_{ij}$, $i \neq j$, 而當 $i = j$ 時 $w_{ij} = 0$, 故 (8) 式為一對角線為零之對稱矩陣, 在求得 (8) 式之矩陣後, 再經由列正規化 (row normalization) 後即可求得空間權重矩陣 W , 此時 W 矩陣之每列之和為 1。

3.2.3 空間分量迴歸模型

依照 (6) 式所描述之空間迴歸模型, 顯示資料間具有自相關 (autocorrelation), 此與 OLS 之殘差項互相獨立假設不符。此外等號右邊之解釋變數 WY 亦將導致內生性 (Liao and Wang, 2012), 因此在估計時若採傳統分析方式, 係數的估計值可能會有偏誤的情形發生。除此之外, 造成異質性的原因, 一方面可能來自空間異質性, 另一方面亦可能來自其他因素。而分量迴歸是資料存在異質性時廣為使用的常用方法, 尤其在考慮到無法觀測到的異質性時, 更能得到較佳的估計結果。是以本文嘗試在考慮空間相依性下, 針對國家生產效率之各分位數影響關係進行實證分析。

空間分量迴歸模型的估計方式有二: 一為 Kim and Muller (2004) 所提出之兩階段分量迴歸 (two stage quantile regression, 2SQR), 如 Zietz et al. (2008); 另一為 Chernozhukov and Hansen (2006) 之工具變數分量迴歸 (instrumental quantile regression, IVQR), 如 Su and Yang (2007), 而 Kostov (2009) 曾對兩種方法進行比較。Chernozhukov and Hansen (2006) 認為 2SQR 與 IVQR 皆漸進於一般動產法 (generalized method of moment, GMM) 之估計結果, 但 2SQR 是相對較易於計算的, 故本研究採用 2SQR 方法進行估計。在此必須附帶一提的是, 由於目前空間分量迴歸模型僅適用空間自迴歸模型 (spatial autoregressive model, SAR) 模型而不適用於一般化空間模型 (general spatial model, SAC) 模型, 是以本研究採用之空間分量迴歸模型為 SAR 與分量迴歸之混合模型 (spatial quantile autoregressive model, SQARM)。SQARM 之估計模型如下所示:

$$Y = \lambda_{\theta} WY + X \beta_{\theta} + \varepsilon_{\theta}, \quad (9)$$

其中 Y 為被解釋變數， θ 為分位數； λ_{θ} 與 β_{θ} 為待估參數。估計過程可分為兩個階段（即 two-stage spatial quantile regression）。在第一階段中，代表外溢效果之空間落遲變數 (spatial-lag) WY 可能存在內生性，因此先行以存在內生性之變數（包括 WY ）對所有外生變數（亦即以 X 、 WX 及 WWX 為 WY 之工具變數）進行分量迴歸之估計，以推計內生性變數之估計值 (\widehat{WY})。在第二階段，以上一階段求得內生性變數 (\widehat{WY}) 之估計值取代存在內生性之解釋變數，再以分量估計模型估計，其推估的計算方法詳見如 Liao and Wang (2012) 及 Trzpiot (2012)。

3.3 資料來源

由於本研究所關注的議題為國家生產效率與各項變數的關係，所以在進行迴歸分析之前必須先進行各國家生產效率值的估計，再將國家的生產效率值做為計量模型的應變數 (dependent variable)。本研究採用 2009 年全世界 126 國的資料，以下將分別介紹本研究使用於估計生產效率值及實證計量分析等兩階段之資料。

3.3.1 估計生產效率所使用之資料

一個國家的生產要素可分為資本、人力、土地等各項輸入，但因為土地為外生變數，故不將其納入模型，僅將各國的資本存量 (capital stock)、就業人數 (number of persons engaged) 及國內生產毛額 (gross domestic product, GDP) 做為 DEA 模型使用的資料，另採取二氧化碳的排放量做為非意欲產出的指標，其中資本存量及 GDP 均採用 2005 年的美元現值計算（詳細的敘述統計量詳如表 1），由於 DEA 模式容易因為過多的輸入項而導致估計誤差 (Wu et al., 2014)，所以我們參考 Wu et al. (2014) 的做法合併變數，採用單位就業人數的資本存量（資本存量/就業人數）做為輸入項及單位就業人數的

GDP (GDP/就業人數) 為產出項，以為基準模型估計各國的帳面生產效率 (各變數定義詳如表 2)。另依據 Winkler et al. (2007) 曾採用單位 GDP 所排放的二氧化碳量 (二氧化碳排放量/GDP) 做為評估經濟發展對各國永續發展負向影響的指標，故本研究以此指標做為非意欲產出之變數，估計各國之環境生產效率。

資本存量、GDP 及就業人數的資料來源為 Penn World Table (PWT8.0; Feenstra et al., 2015)，而二氧化碳排放總量則來自世界銀行的世界發展指標 (World Development Indicators, WDI)。

表 1 DEA 資料來源及敘述統計量 (2009 年)

變數	資料來源	樣本數	平均數	標準差	最大值	最小值
資本存量 (2005, 百萬美元)	PWT8.0	126	1,701,395	5,313,551	41,251,352	875
受雇人數 (百萬美元)	PWT8.0	126	21.28	82.03	777.38	0.06
實質 GDP (2005, 百萬美元)	PWT8.0	126	473,899	1,492,538	12,726,747	276
二氧化碳排放量 (千噸)	WDI	126	212,42	849,988	7,692,211	81

資料來源：本研究整理。

表 2 DEA 模型之輸入與產出項

項目	變數	計算方式	平均值	標準差	最大值	最小值
輸入	每一受雇人之 資本存量	資本存量/受雇人數	107,479	106,834	382,806	1,357
產出	每一受雇人之 實質所得	實質 GDP/受雇人數	30,147	27,331	121,122	903
非意欲產出	每單位 GDP 之 二氧化碳排放	二氧化碳排放量/ 實質 GDP	0.372	0.293	1.977	0.005

資料來源：本研究整理。

3.3.2 空間分量迴歸模型所採用的資料

以上所估計出的各國生產效率，將做為應變數進行迴歸分析，所採用的自變數 (independent variable) 為政府貪腐程度、外人直接投資及貿易量占 GDP 的百分比等。

過去的相關研究最常採用於衡量貪腐程度的資料為國際透明組織 (Transparency International, TI) 所公布貪腐印象指數 (corruption perception index, CPI)，以滿分 10 分代表最清廉，0 分為最貪腐，本文以此指數為政府貪腐程度的指標。

此外，對外貿易及外人直接投資對於國家生產效率亦存有外溢的效果，對於國家生產效率亦有直接的影響，故本研究亦將它們列入自變數進行推估，所使用的各國外人直接投資資料，來源為聯合國的 UNCTAD (United Nations Conference on Trade and Development) 資料庫。另外貿易總量與 GDP 的比值，其資料來源則來自 WDI (上述各項變數資料之敘述統計量詳如表 3)。

表 3 迴歸模型資料 (2009 年)

變數	符號	資料來源	樣本數	平均數	標準差	最大值	最小值
貪腐指數 ²	CPI	Transparency International	126	4.31	2.21	9.40	1.50
外人直接投資 (10 億美元)	FDI	UNCTAD	126	129.11	330.57	2,995.46	0.00
貿易值 (% of GDP)	Trade	WDI	126	80.30	44.89	360.23	22.12

資料來源：本研究整理。

4. 實證分析結果與討論

本研究採用二階段的方式分析影響國家生產效率的因素，採用

² 貪腐指數介於 0 至 10 之間，10 表示最廉潔，0 表示最貪腐。

DEA-SOLVER5.0 軟體以 DEA 方法分別計算各國的帳面及環境生產效率，以比較非意欲產出的影響；再分別以兩種生產效率值做為迴歸模型的應變數，並以貪腐程度、外人直接投資及總貿易量等為自變數，兩種生產效率及迴歸模型分析結果詳述於下。

4.1 國家生產效率與非意欲產出

DEA 法所得之各國帳面、環境生產效率及排名表列於附錄（在此僅列出 GDP 前 30 名國家）。依 Lovell et al. (1995) 之研究結果發現，考量非意欲產出後歐美國家的效率值將下降，德國、荷蘭、丹麥及瑞典等國名次退步最劇烈。但依本研究的結果這些國家名次並未有類似的結果，³ 主要原因在於兩研究資料採用國家數量及本文資料使用年份較新之緣故。其一是因本文使用全球大多數國家的資料，所以較能掌握真正的母體性質；其二是因最近幾年歐洲國家相較於亞洲地區國家對於減碳議題投入較大的心力，例如之前所提的「聯合國氣候變化綱要公約」協約的制定等。且亦可發現早期的工業化國家已逐漸透過使用再生能源、產業轉型與對外投資等方式，來改善本國的環境。以各國綠色能源採用量為例：德國風力發電的裝置容量為世界第一，丹麥是風力發電廠最為普及的國家，風力發電量佔該國整體發電量之比例亦為全球首位，⁴ 採用風力發電可大幅減少發電過程產生之溫室氣體，此可說明為何歐洲國家環境生產效率名次不會再有大幅退步的現象。另外環境生產效率名次上升較為明顯的法國、義大利及瑞士等國，因均以觀光或精品產業為主，在經濟發展過程不會大幅增加碳排放量，可兼顧環境保護，所以即使採計非意欲產出，生產效率仍可維持或超越原有的表現。

而中國與印度均擁有高 GDP 但效率排名表現不佳，主因是中國

³ 依本研究推估結果顯示，除荷蘭為小幅退步外，德國、丹麥及瑞典均可維持或優於原有表現。

⁴ 見 <https://zh.wikipedia.org/wiki/%E9%A2%A8%E5%8A%9B%E7%99%BC%E9%9B%BB%E5%BB%A0>。

及印度有工資低廉及龐大市場的特性，近年來因積極吸引外資發展經濟，所以均有高度的經濟成長，但也因此容易忽略環境保護。因外人投資多數均著眼於這些國家的工資、市場及自然資源，投資產業多屬資本密集及高耗能產業。Wang et al. (2013) 分析各國的碳排放效率指數，中國等國因為正積極進行經濟擴張，所以會將經濟發展看得比防止污染的規範更為重要。另依據 Farhani et al. (2014) 指出，中國與印度為了經濟成長，2010 年煤的需求量較 2000 年增加 80%，2011 年與 2010 年相較仍增加 6.6%，燃煤發電占發電比例，兩國分為世界第 2 名及第 3 名，且其在最近 10 年來均擁有高度經濟成長。為了提供成長所需之電力導致煤的需求大增，二氧化碳的排放亦隨之增加，因此，若將二氧化碳排放量視為負產出，生產效率排名下降幅度將較為明顯。

4.2 迴歸模型結果分析

為比較有無納入空間相關性計量模型的差異，我們分析了傳統的分量迴歸模型及空間分量迴歸模型。推估結果分別列於表 4 至表 7，表中分別列出 0.1、0.25、0.5、0.75 及 0.9 等五個分量的結果，係數 ρ 表示空間相關性，空間模型之空間權重矩陣 (spatial weight matrix, w) 則採用了鄰近國家間的地理距離的倒數來建構空間矩陣。以下分別就兩種生產效率之迴歸模型來進行探討與比較。

表 4 及表 6 分為 BCC 及 UO 模式之傳統分量迴歸模型係數，表內係數第一欄表示 OLS 之推估結果，第二至六欄則為各分量之結果，結果顯示 OLS 推估結果因僅代表平均結果，不若分量迴歸所推估者，在各分量係數值及顯著程度有所不同，將更能掌握異質性及有助於後續分析。如前文獻探討中所述，本研究在進行計量模型推估時，若未將空間相關性 (spatial dependence) 納入考量，極有可能造成模型推估的偏誤。傳統分量迴歸模型及空間分量迴歸模型推估結果分別如表 4 及表 5 所示。由表 5 結果可得知表示空間相關性 (ρ)

的係數，在 0.1、0.25 及 0.5 分量均為顯著且為正值，分量高的國家 (0.75 及 0.9) 則不顯著。由此可證明空間相關性存在，亦可證明傳統分量迴歸的估計結果有偏誤。國家生產效率受到鄰近國家技術外溢的影響，在過去的相關文獻已有充分的探討，但由本文結果顯示，本國生產效率位於低分量的國家，會受到鄰近國家生產效率正向的影響，但高生產效率的國家受到鄰近國家的影響則不明顯，顯示在不同分量有不同的結果。

上述結果可分為兩部分說明，對高分量的國家而言，實證結果顯示高生產效率國家之空間相關性並不顯著，表示當國家生產效率到達某一水準後，將不受鄰近國家的影響，原因可能在於生產效率高的國家可以透過技術移轉、貿易或觀光等方式，進入效率低的國家提高其生產效率。若周邊國家效率低於本國時，表示外國的技術、政策及環境等可能均劣於本國，本國自然也不會向其學習，故外溢效果不顯著。另一方面，對中低分量的國家而言，若由推估值的大小來分析，0.5 分量的 ρ 值大於 0.1 及 0.25 分量國家，這表示技術接受國所能感受到外溢性將因國家基本條件不同而異，接受國須具有相當的吸收能力，否則將無法充分獲得正面的影響，如 Ertur and Musolesi (2015) 發現富有的國家可以由本國的研發及其他國家的研發外溢得到較多的利益。Borensztein et al. (1998) 提出技術外溢的效果端賴接受國的人力素質及是否有足夠的吸收能力而定。

上述結果均很難以傳統的模型來描述，因為若單純採用空間計量模型則將無法很精準的捕捉極端值或不同分量間效果的差異；而若僅採用分量迴歸模型，則無法處理空間相關性。本文採用之空間分量迴歸模型可同時將兩種可能造成估計偏誤的資料特性一併掌握，在過去的相關文獻中尚無進行討論，故此為本研究最主要的貢獻之一。

依學者研究結果顯示 (Leff, 1964; Leys, 1965; Huntington, 1968; Lambsdorff, 2003; Méon and Weill, 2010)，貪腐程度對生產效率的影響不一。依本文表 4 及表 5 之兩種模型推估結果亦皆顯示顯著且負

表 4(a) 分量迴歸模型推估結果 (應變數：BCC 模式效率值)

解釋變數	OLS	q10	q25	q50	q75	q90	解釋變數	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
常數	0.1392 ^{***}	-0.0158	-0.0084	0.0941 ^{***}	0.2600 ^{***}	0.3556 ^{***}	常數	0.1485 ^{***}	-0.0242	0.0108	0.1082 ^{***}	0.2860 ^{***}	0.3557 ^{***}
	(0.000)	(0.586)	(0.787)	(0.007)	(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.371)	(0.723)	(0.002)	(0.000)	(0.000)
<i>CPI</i>	0.0756 ^{***}	0.0715 ^{***}	0.0829 ^{***}	0.0808 ^{***}	0.0703 ^{***}	0.0709 ^{***}	<i>CPI</i>	0.0716 ^{***}	0.0712 ^{***}	0.0740 ^{***}	0.0725 ^{***}	0.0628 ^{***}	0.0708 ^{***}
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
							<i>FDI</i>	0.0001 ^{**}	0.0001 ^{**}	0.0001 ^{**}	0.0001 ^{**}	0.0000	0.0000
								(0.013)	(0.012)	(0.046)	(0.191)	(0.407)	(0.999)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內為 p-value。

2. *、** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

表 4(b) 分量迴歸模型推估結果 (應變數：BCC 模式效率值)

解釋變數	OLS	q10	q25	q50	q75	q90	解釋變數	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
常數	0.1113 ^{***} (0.003)	-0.0365 (0.333)	-0.0321 (0.423)	0.0276 (0.381)	0.2322 ^{***} (0.002)	0.3558 ^{***} (0.000)	常數	0.1177 ^{***} (0.002)	-0.0418 (0.295)	0.0095 (0.817)	0.0415 (0.224)	0.2299 ^{***} (0.003)	0.3532 ^{***} (0.000)
<i>CPI</i>	0.0728 ^{***} (0.000)	0.0710 ^{***} (0.000)	0.0774 ^{***} (0.000)	0.0789 ^{***} (0.000)	0.0641 ^{***} (0.000)	0.0709 ^{***} (0.000)	<i>CPI</i>	0.0675 ^{***} (0.000)	0.0711 ^{***} (0.000)	0.0696 ^{***} (0.000)	0.0726 ^{***} (0.000)	0.0634 ^{***} (0.000)	0.0673 ^{***} (0.001)
<i>FDI</i>							<i>FDI</i>	0.0001 ^{***} (0.000)	0.0001 ^{**} (0.000)	0.0001 ^{**} (0.000)	0.0001 ^{**} (0.000)	0.0001 ^{**} (0.000)	0.0000 (0.929)
<i>TRADE</i>	0.0005 (0.101)	0.0004 (0.419)	0.0006 (0.265)	0.0009 ^{***} (0.004)	0.0006 (0.273)	0.000 (0.998)	<i>TRADE</i>	0.0006 [*] (0.076)	0.0002 (0.684)	0.0004 (0.522)	0.0009 ^{***} (0.003)	0.0006 (0.349)	0.0001 (0.859)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內為 p-value。

2. *、** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

表 5(a) 空間分量迴歸模型推估結果 (應變數：BCC 模式效率值)

解釋變數	q10	q25	q50	q75	q90	解釋變數	q10	q25	q50	q75	q90
常數	-0.0391 (0.244)	-0.0209 (0.515)	-0.0172 (0.735)	0.0919 (0.476)	0.3565 ^{***} (0.049)	常數	-0.0368 (0.175)	0.0064 (0.876)	0.0146 (0.797)	0.1067 (0.489)	0.1121 (0.607)
ρ	0.3680 (0.119)	0.3541 ^{***} (0.006)	0.4760 ^{***} (0.002)	0.4661 [*] (0.082)	-0.0016 (0.997)	ρ	0.2969 [*] (0.058)	0.2018 (0.157)	0.3732 ^{**} (0.013)	0.4648 (0.154)	0.5117 (0.325)
<i>CPI</i>	0.0479 ^{***} (0.005)	0.0587 ^{***} (0.000)	0.0543 ^{***} (0.000)	0.0484 ^{***} (0.004)	0.0709 ^{***} (0.002)	<i>CPI</i>	0.0519 ^{***} (0.000)	0.0610 ^{***} (0.000)	0.0545 ^{***} (0.000)	0.0415 ^{***} (0.025)	0.0525 [*] (0.089)
						<i>FDI</i>	0.0001 ^{**} (0.023)	0.0001 (0.120)	0.0001 (0.276)	0.0001 (0.473)	0.0000 (0.791)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內為 p-value。

2. *、** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

表 5(b) 空間分量迴歸模型推估結果 (應變數：BCC 模式效率值)

解釋變數	q10	q25	q50	q75	q90	解釋變數	q10	q25	q50	q75	q90
常數	-0.0681 [*] (0.065)	-0.0589 [*] (0.052)	-0.0725 (0.120)	0.0787 (0.600)	0.2165 (0.184)	常數	-0.0562 [*] (0.058)	0.0053 (0.895)	-0.0478 (0.302)	0.1182 (0.441)	0.1585 (0.366)
ρ	0.3304 [*] (0.078)	0.4230 ^{***} (0.000)	0.5560 ^{***} (0.003)	0.5134 ^{***} (0.132)	0.3567 (0.395)	ρ	0.3626 ^{***} (0.008)	0.3177 ^{**} (0.021)	0.4277 ^{**} (0.018)	0.3723 (0.275)	0.5236 (0.286)
<i>CPI</i>	0.0506 ^{***} (0.000)	0.0488 ^{***} (0.000)	0.0497 ^{***} (0.000)	0.0405 ^{***} (0.036)	0.0658 ^{***} (0.004)	<i>CPI</i>	0.0408 ^{***} (0.000)	0.0413 ^{***} (0.000)	0.0528 ^{***} (0.000)	0.0444 ^{**} (0.012)	0.0542 [*] (0.076)
<i>FDI</i>						<i>FDI</i>	0.0001 ^{***} (0.006)	0.0001 ^{**} (0.044)	0.0001 (0.447)	0.0001 (0.464)	0.0000 (0.891)
<i>TRADE</i>	0.0005 (0.296)	0.0006 (0.120)	0.0006 ^{**} (0.031)	0.0002 (0.680)	-0.0007 (0.395)	<i>TRADE</i>	0.0004 (0.196)	0.0005 (0.161)	0.0007 ^{**} (0.031)	0.0003 (0.440)	-0.0007 (0.346)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內為 p-value。

2. *、** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

向的影響國家帳面生產效率，⁵ 惟在各分量之影響程度不同。帳面生產效率在 0.5 分量以上之國家其受到貪腐程度負向影響較低分量國家大；而對低分量國家的影響相對較低，表示在此類型國家貪腐程度會帶來損害，但可能也會有部分的益處，促使在低分量國家之生產效率受到貪污的影響不若高分量者。在高帳面生產效率的國家中通常資本較多，政府掌握的資源通常亦較豐富，國民所得較高且管理效能較佳，貪污者較易被查獲，所以行賄者必須提供足夠的誘因讓政府官員有誘因願意去從事不法行為。也因此行賄者絕對不會願意因為蠅頭小利去進行遊說賄賂，勢必將找尋能得到較高超額利潤標的進行賄賂，但此類標的通常牽涉影響層面較廣，一旦有錯誤或不當之資源配置決策，對國家生產效率將有龐大且長遠的影響，例如國家將資源由教育、交通等福國利民的建設移往國防、外交領域等。相反的，在開發中或新興國家中，除了亦將發生上述問題外，也可能因所得較低及管理不若已開發國家嚴格，導致受賄者要求不多且較不易被發現，行賄者將不會僅尋求高獲益之標的，轉向僅是貪圖方便或縮短等待時間等標的進行賄賂，例如加速申請流程等。因此類貪污行為不但對國家整體影響不大，反而有時對生產效率有助益，所以貪腐程度對其國家生產效率的影響雖仍為負向，但程度上將小於其他國家。

在衡量國家的開放程度上，我們主要使用的變數有二，其一為外人直接投資，另一則為貿易量。本文發現當以帳面生產效率做為應變數時，外人直接投資對本國存在外溢效果，但僅在生產效率位於 0.1 及 0.25 分量的國家中顯著，顯示當國家生產效率不佳時，積極引進外人投資可改善生產技術提高生產效率，但在高生產效率的國家中，因為外資接受國的生產技術已達到某一層次，所以外資應是著眼於接受國的市場或技術等因素，以致對於接受國的生產效率

⁵ CPI 指數越高表示越清廉，所以當模型推估係數為正值時，表示貪腐程度越高將導致生產效率越低落。

不會有顯著的影響。另外在對外貿易方面，各國因為資源稟賦的不同，故透過貿易獲取比較利益，擴大貿易量有助於國內的資源配置，將資源朝向對自身有利的位置配置。以往多數文獻亦顯示擴大貿易量將有助於國內生產效率的提高，依據本研究模型推估結果發現貿易量對於生產效率的影響在 0.5 分量時顯著，此結果與先前文獻所得類似，惟在 0.9 分量時推估值為負但不顯著，隱含生產效率高的國家可能因為貿易量的增加導致生產效率降低，其原因在於此類國家生產效率已處於高分量，輸入產品轉而與本國產品競爭引發價格下降，導致對整體效率提升並不明顯甚至可能有負面的影響。

環境生產效率之分量迴歸及空間分量迴歸模型推估結果分如表 6 及 7 所示。此效率值因可將伴隨產生過量碳排放的效率扣除，故較可反映實際的生產效率 (Färe et al., 1989)。若再經由迴歸模型的分析，即可得知影響環境生產效率真正的因素。以下我們將聚焦在兩種生產效率所得模型的相異處進行探討。

由表 7 結果顯示生產效率位於分量 0.25 及 0.5 之國家呈現空間相依性，顯示技術外溢性仍然存在，這符合以往文獻中指出國家的技術需達到某一水準或當其接受能力達到門檻時，方可因周圍國家的技術外溢而提高本國效率 (Ertur and Musolesi, 2015; Borensztein et al., 1998)。帳面生產效率因不考慮技術外溢性對環境的影響，故若周圍國家所帶來的外溢效果不為先進生產製程或本國不具足夠學習能力，故仍能產生帳面效率提升之假象，但在環境生產效率計算上將不具任何效果。若以空間相關性的大小來探討，值得注意的是表 7 中的空間相關性均低於表 5，最明顯者為 0.9 分量之空間相關性數值已由正值轉為負，雖然並不顯著但也透露出部分訊息，表示當周遭國家環境生產效率越高時，本國的效率將因此而有負向的影響。這表示鄰近各國為提高自身的環境生產效率，會將高污染性產業拒於門外，導致高碳排產業僅能在本國繼續生產，所以本國的環境生產效率可能因此反而降低；相反如果周邊國家願意引進高污染性產業，來提高本身帳面生產效率犧牲環境效率時，則本國的環境生產

效率將因此提高，所以在最高分量的環境生產效率國家其代表空間外溢效果的係數為小於 0。例如中國大陸在開放初期有許多國家前往進行高污染性產業的投資，尤其鄰近中國之國家佔盡地利之便，所以各國均將高污染產業移往中國，但遠離中國的國家則將因為距離及文化上的相異，相較之下難以獲得益處，此將造成中國的環境生產效率降低，但鄰近各國的環境生產效率可能因此提高。

由表 7(b) 結果顯示，貪腐程度對於國家環境生產效率均產生負面影響，且環境生產效率分量 0.9 的國家受到貪腐負向的影響最大並為顯著。原因在於使用 UO 模式可以把二氧化碳的產生量視為意欲產出的減項，所以當貪腐程度與二氧化碳產生量為正向關係時，貪腐程度越高、二氧化碳產出量越多，將導致環境生產效率下降。這個結果我們可由過去的相關研究獲得驗證。如 Fredriksson et al. (2004) 研究 14 個 OECD 國家發現，越高貪腐程度的政策制定者越會降低排放限制。Cole (2007) 認為貪腐程度有兩種影響二氧化碳的排放效應，其一為貪腐程度可影響政策、法規的制定，將導致貪腐程度越高、二氧化碳的排放量將越高，此為直接的影響；另一效應為貪污將間接降低所得，而所得又將影響二氧化碳的排放量，此為非間接的影響。依據此研究結果發現僅有在所得高的國家，貪腐程度對二氧化碳排放量之淨影響為正的，所得低的國家則為負向的影響，表示高所得的國家貪腐程度越高、二氧化碳的排放量將越高，但在低所得國家則為相反。上述文獻研究結果可與本文結果相互呼應，本研究在第二階段計量模型採用國家生產效率為應變數，而非國民所得，嚴格來說與 Cole (2007) 分析所使用的國民所得不同，但除直覺上高生產效率的國家應可為國家帶來相對較高之國民所得，另若從本研究所採用之資料來看，環境效率值排名在前 10 名的國家平均每人 GDP 為 32,120 美元，反之，最後 10 名國家平均每人 GDP 則僅為 2,062 美元，表示環境效率值與國民所得某程度上呈現正相關，也證明為何貪腐程度對環境生產效率的影響力在低分量均小於高分量，而且在 0.75 分量以上時，其影響力逐漸變大。

表 6(a) 分量迴歸模型推估結果 (應變數：UO 模式效率值)

解釋變數	OLS	q10	q25	q50	q75	q90	解釋變數	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
常數	0.0410 (0.425)	-0.0623 (0.010)	-0.0469 (0.030)	-0.0136 (0.735)	-0.0281 (0.629)	0.1907 (0.416)	常數	0.0569 (0.285)	-0.0572 (0.009)	-0.0440 (0.069)	0.0279 (0.499)	-0.0056 (0.937)	0.1821 (0.441)
<i>CPI</i>	0.0669 (0.000)	0.0479 (0.000)	0.0515 (0.000)	0.0644 (0.000)	0.0997 (0.000)	0.0880 (0.002)	<i>CPI</i>	0.0601 (0.000)	0.0447 (0.000)	0.0486 (0.000)	0.0498 (0.001)	0.0903 (0.000)	0.0905 (0.004)
							<i>FDI</i>	0.0001 (0.004)	0.0002 (0.113)	0.0002 (0.093)	0.0001 (0.161)	0.0000 (0.720)	0.0000 (0.827)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內為 p-value。

2. *、** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

表 6(b) 分量迴歸模型推估結果 (應變數：UO 模式效率值)

解釋變數	OLS	q10	q25	q50	q75	q90	解釋變數	OLS	q10	q25	q50	q75	q90
常數	0.0096 (0.868)	-0.0633 [*] (0.064)	-0.0377 (0.397)	-0.0541 (0.357)	-0.0483 (0.505)	0.1670 (0.510)	常數	0.0199 (0.729)	-0.0625 [*] (0.064)	-0.0440 (0.360)	-0.0303 (0.578)	-0.0132 (0.864)	0.1496 (0.551)
<i>CPI</i>	0.0638 ^{***} (0.000)	0.0486 ^{***} (0.000)	0.0510 ^{***} (0.000)	0.0644 ^{***} (0.000)	0.0989 ^{***} (0.000)	0.0794 ^{**} (0.018)	<i>CPI</i>	0.0549 ^{***} (0.000)	0.0449 ^{***} (0.000)	0.0486 ^{***} (0.000)	0.0468 ^{***} (0.000)	0.0766 ^{***} (0.001)	0.0896 ^{**} (0.026)
<i>FDI</i>							<i>FDI</i>	0.0001 ^{***} (0.001)	0.0002 [*] (0.103)	0.0002 [*] (0.088)	0.0001 (0.118)	0.0001 (0.309)	0.0000 (0.903)
<i>TRADE</i>	0.0006 (0.210)	0.0000 (0.940)	-0.0001 (0.869)	0.0005 (0.386)	0.0004 (0.533)	0.0006 (0.446)	<i>TRADE</i>	0.0007 [*] (0.095)	0.0000 (0.863)	0.0000 (0.996)	0.0009 (0.148)	0.0007 (0.268)	0.0004 (0.669)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內為 p-value。

2. *、** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

表 7(a) 空間分量迴歸模型推估結果 (應變數：UO 模式效率值)

解釋變數	q10	q25	q50	q75	q90	解釋變數	q10	q25	q50	q75	q90
常數	-0.0775 ^{***} (0.001)	-0.0650 ^{***} (0.004)	-0.0527 (0.287)	-0.0275 (0.696)	0.4795 (0.201)	常數	-0.0750 ^{***} (0.002)	-0.0613 ^{***} (0.006)	0.0135 (0.785)	-0.0091 (0.932)	0.4261 (0.251)
ρ	0.1536 (0.254)	0.2549 ^{**} (0.016)	0.3275 (0.121)	0.0123 (0.964)	-0.5872 (0.311)	ρ	0.0968 (0.374)	0.2613 ^{**} (0.012)	0.2396 (0.171)	0.0936 (0.802)	-0.4154 (0.381)
<i>CPI</i>	0.0459 ^{***} (0.000)	0.0430 ^{***} (0.000)	0.0512 ^{***} (0.005)	0.0985 ^{***} (0.000)	0.1027 ^{***} (0.003)	<i>CPI</i>	0.0440 ^{***} (0.000)	0.0384 ^{***} (0.000)	0.0361 ^{**} (0.030)	0.0829 ^{***} (0.003)	0.1004 ^{***} (0.004)
						<i>FDI</i>	0.0002 (0.102)	0.0000 ^{**} (0.029)	0.0000 [*] (0.090)	0.0000 (0.808)	-0.0001 (0.358)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內為 p-value。

2. *、** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

表 7(b) 空間分量迴歸模型推估結果 (應變數：UO 模式效率值)

解釋變數	q10	q25	q50	q75	q90	解釋變數	q10	q25	q50	q75	q90
常數	-0.0862 ^{**} (0.012)	-0.0364 (0.377)	-0.0500 (0.418)	-0.0805 (0.351)	0.1597 (0.689)	常數	-0.0601 ^{**} (0.075)	-0.0632 [*] (0.094)	-0.0495 (0.419)	-0.0348 (0.740)	0.4298 (0.314)
ρ	0.2255 (0.234)	0.3047 ^{***} (0.008)	0.1879 (0.293)	0.0801 (0.767)	0.0106 (0.986)	ρ	0.1719 (0.252)	0.2664 ^{**} (0.033)	0.2374 [*] (0.091)	0.1177 (0.684)	-0.4225 (0.540)
<i>CPI</i>	0.0487 ^{***} (0.000)	0.0423 ^{***} (0.000)	0.0493 ^{***} (0.003)	0.0931 ^{***} (0.000)	0.0790 [*] (0.057)	<i>CPI</i>	0.0397 ^{***} (0.000)	0.0392 ^{***} (0.000)	0.0418 ^{***} (0.002)	0.0663 ^{***} (0.015)	0.0994 ^{**} (0.023)
<i>FDI</i>						<i>FDI</i>	0.0002 (0.104)	0.0002 ^{**} (0.047)	0.0001 [*] (0.057)	0.0001 (0.484)	0.0000 (0.839)
<i>TRADE</i>	-0.0002 (0.667)	-0.0004 (0.429)	0.0005 (0.472)	0.0006 (0.402)	0.0006 (0.555)	<i>TRADE</i>	-0.0001 (0.719)	0.0000 (0.932)	0.0005 (0.387)	0.0010 (0.124)	0.0002 (0.843)

資料來源：本研究整理。

說明：1. () 內為 p-value。

2. *, ** 與 *** 分別表示變數達 10%、5% 與 1% 的顯著水準。

再者，外人直接投資對於本國的環境生產效率均為正向，且本國的效率越差時外人直接投資對於生產效率的助益越大。但在 0.1 分量時不顯著，表示仍存在技術門檻，可能是因為這些國家技術、人力素質仍顯不足，導致外人直接投資帶進的並非較適當的生產流程，所以在考量非意欲產出時並未因此而增加生產效率，但在 0.5 分量則為顯著，顯見當國家的特性屬於較具吸收能力時，本國將較可透過外人直接投資學習較優質的生產技術，降低本國的碳排放量，進而提高環境生產效率。

在考慮非意欲產出時，可以發現貿易量對生產效率的幫助不顯著，但就數值而言，在 0.1 及 0.25 分量時，模型之估計係數為負的，表示在低分量環境生產效率的國家，提高貿易量反將造成生產效率的降低，表示這些國家將因極力發展貿易而犧牲本國的環境，雖獲取帳面利益但均以過量之非意欲產出換來的，依環境永續的觀點則並未因此而獲益。此亦可以推論各國在不斷促進貿易的同時，究竟是否真能提高國家整體福利或只是假象，此一結果值得為各國在擬定貿易策略時作為借鏡。

5. 結論

本文使用 DEA 方法分別計算帳面（BCC 模式）及環境（UO 模式）生產效率，發現歐洲國家已不若以往其帳面生產效率優於環境生產效率，顯示近年來歐洲國家為了減少因發展經濟而影響環境，所投入之人力、物力已見成效。另外，本文採用空間分量迴歸模型來分析影響國家生產效率的因素，此模型可同時解決因資料具空間相關性及異質性，在推估過程所造成的偏誤問題。由迴歸模型結果發現國家生產效率具空間相關性，同時國家貪腐程度、貿易量及外人直接投資均將對國家生產效率造成影響，但在不同生產效率分量時影響不一。

於採用帳面生產效率做為應變數時發現，效率低的國家其空間

相關性大於高效率國家，貪腐程度對高生產效率國家的負向影響較大，外人直接投資則對生產效率低的國家影響較為顯著，至於貿易量則可能對高生產效率的國家產生負向的影響。另外，若以環境生產效率的層面來看，空間相關性亦存在，同時發現效率最低的國家將無法透過周邊國家的技術外溢獲得環境生產效率上的益處，貪腐程度於高生產效率國家的負向影響力將大於低分量的國家；在開放程度方面，生產效率在最低分量的國家並無法由外人直接投資獲益；在貿易量的影響上，我們則發現提高貿易量對低分量國家反而將引發環境生產效率降低。

本研究所採用的計量模型與傳統迴歸模型最大之不同，在於傳統模型僅能得到平均值的結果，分量模型則可得到各分量的結果，不同分量可解釋為不同類型的國家，以本文所使用的模型而言，不同分量可表示生產效率不同的國家。由結果來看，表示雖並非全部國家均具有外溢性，但某些國家確實存在外溢效果，其他的自變數對不同生產效率國家的影響也有程度不同的效果。另也確認不論以何種生產效率之估計方式，改善國家的貪腐程度對國家生產效率的提升有絕對正向的影響。

附錄

附表 1 全球 GDP 前 30 名國家之效率值及排名

國 家	效 率		排 名	
	帳 面	環 境	帳 面	環 境
美國	0.887	0.774	5	14
中國	0.25	0.10	103	108
印度	0.35	0.10	78	111
日本	0.578	0.325	41	42
德國*	0.691	0.502	26	26
法國*	0.690	0.653	27	18
英國	0.818	0.740	10	15
義大利*	0.599	0.481	36	30
巴西	0.32	0.17	80	87
西班牙*	0.616	0.507	34	24
墨西哥	0.53	0.24	48	56
南韓	0.595	0.238	37	59
加拿大	0.807	0.538	11	22
土耳其	0.72	0.34	20	41
印尼	0.27	0.09	98	115
澳洲	0.753	0.486	16	28
波蘭	0.70	0.32	23	44
荷蘭	0.729	0.574	19	21
泰國	0.27	0.12	94	101
阿根廷	0.50	0.18	54	80
沙烏地阿拉伯	0.56	0.16	45	91
巴基斯坦	0.29	0.08	88	116
南非*	0.42	0.22	69	66
埃及*	0.42	0.22	68	62
比利時	0.751	0.638	17	19
馬來西亞	0.49	0.18	58	85
哥倫比亞*	0.35	0.20	77	72
瑞士*	0.757	0.917	15	10
烏克蘭	0.27	0.09	95	114
瑞典*	0.845	1.000	8	1

資料來源：本研究整理。

說明：* 表採用 UO 模型估計但名次進步或不變之國家。

參考文獻

- Afonso, A. and S. Fernandes (2006), "Measuring Local Government Spending Efficiency: Evidence for the Lisbon Region," *Regional Studies*, 40:1, 39-53.
- Afonso, A. and S. Fernandes (2008), "Assessing and Explaining the Relative Efficiency of Local Government," *The Journal of Socio-Economics*, 37:5, 1946-1979.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anwar, S. and L. P. Nguyen (2014), "Is Foreign Direct Investment Productive? A Case Study of the Regions of Vietnam," *Journal of Business Research*, 67:7, 1376-1387.
- Badinger, H. (2008), "Trade Policy and Productivity," *European Economic Review*, 52:5, 867-891.
- Banker, R. D., A. Charnes and W. W. Cooper (1984), "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis," *Management Science*, 30:9, 1078-1092.
- Banker, R. D. and R. Natarajan (2008), "Evaluating Contextual Variables Affecting Productivity Using Data Envelopment Analysis," *Operations Research*, 56:1, 48-58.
- Borensztein, E., J. De Gregorio and J. W. Lee (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics*, 45:1, 115-135.
- Charnes, A., W. W. Cooper and E. Rhodes (1978), "Measuring the Efficiency of Decision Making Units," *European Journal of Operational Research*, 2:6, 429-444.
- Chernozhukov, V. and C. Hansen (2006), "Instrumental Quantile

- Regression Inference for Structural and Treatment Effect Models,” *Journal of Econometrics*, 132:2, 491-525.
- Cole, M. A. (2007), “Corruption, Income and the Environment: An Empirical Analysis,” *Ecological Economics*, 62:3-4, 637-647.
- Dimelis, S. and H. Louri (2002), “Foreign Ownership and Production Efficiency: A Quantile Regression Analysis,” *Oxford Economic Papers*, 54:3, 449-469.
- Ertur, C. and A. Musolesi (2015), “Weak and Strong Cross-sectional Dependence: A Panel Data Analysis of International Technology Diffusion,” SEEDS Working Paper No. 19/2015.
- Färe, R., S. Grosskopf, C. A. K. Lovell and C. Pasurka (1989), “Multilateral Productivity Comparisons When Some Outputs Are Undesirable: A Nonparametric Approach,” *The Review of Economics and Statistics*, 71:1, 90-98.
- Farhani, S., M. Shahbaz and I. Ozturk (2014), “Coal Consumption, Industrial Production and CO₂ Emissions in China and India,” IPAG Working Paper No. 2014-225.
- Farrell, M. J. (1957), “The Measurement of Productive Efficiency,” *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 120:3, 253-290.
- Feenstra, R. C., R. Inklaar and M. P. Timmer (2015), “The Next Generation of the Penn World Table,” *The American Economic Review*, 105:10, 3150-3182.
- Fernandes, A. M. (2007), “Trade Policy, Trade Volumes and Plant-level Productivity in Colombian Manufacturing Industries,” *Journal of International Economics*, 71:1, 52-71.
- Ferreira, P. C. and A. Trejos (2011), “Gains from Trade and Measured Total Factor Productivity,” *Review of Economic Dynamics*, 14:3, 496-510.

- Foster, N. (2008), "The Impact of Trade Liberalisation on Economic Growth: Evidence from a Quantile Regression Analysis," *Kyklos*, 61:4, 543-567.
- Frankel, J. A. and D. Romer (1999), "Does Trade Cause Growth?" *The American Economic Review*, 89:3, 379-399.
- Fredriksson, P. G., H. R. J. Vollebergh and E. Dijkgraaf (2004), "Corruption and Energy Efficiency in OECD Countries: Theory and Evidence," *Journal of Environmental Economics and Management*, 47:2, 207-231.
- Giménez, V. M. and D. Prior (2007), "Long- and Short-Term Cost Efficiency Frontier Evaluation: Evidence from Spanish Local Governments," *Fiscal Studies*, 28:1, 121-139.
- Hoff, A. (2007), "Second Stage DEA: Comparison of Approaches for Modelling the DEA Score," *European Journal of Operational Research*, 181:1, 425-435.
- Hughes, P. A. N. and M. E. Edwards (2000), "Leviathan vs. Lilliputian: A Data Envelopment Analysis of Government Efficiency," *Journal of Regional Science*, 40:4, 649-669.
- Huntington, S. P. (1968), *Political Order in Changing Societies*, New Haven and London: Yale University Press.
- IPCC (2014), *Climate Change 2014: Mitigation of Climate Change. Contribution of Working Group III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*, Cambridge and New York: Cambridge University Press.
- Irwin, D. A. and M. Terviö (2002), "Does Trade Raise Income?: Evidence from the Twentieth Century," *Journal of International Economics*, 58:1, 1-18.
- Javorcik, B. S. (2004), "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers Through

- Backward Linkages,” *The American Economic Review*, 94:3, 605-627.
- Keller, W. (2002), “Geographic Localization of International Technology Diffusion,” *The American Economic Review*, 92:1, 120-142.
- Keller, W. and S. R. Yeaple (2003), “Multinational Enterprises, International Trade, and Productivity Growth: Firm-Level Evidence from the United States,” NBER Working Paper No. 9504.
- Kim, T. H. and C. Muller (2004), “Two-Stage Quantile Regression When The First Stage is Based on Quantile Regression,” *The Econometrics Journal*, 7:1, 218-231.
- Koenker, R. and G. Bassett Jr. (1978), “Regression Quantiles,” *Econometrica*, 46:1, 33-50.
- Kokko, A. (1994), “Technology, Market Characteristics, and Spillovers,” *Journal of Development Economics*, 43:2, 279-293.
- Kosteas, V. D. (2008), “Foreign Direct Investment and Productivity Spillovers: A Quantile Analysis,” *International Economic Journal*, 22:1, 25-41.
- Kostov, P. (2009), “A Spatial Quantile Regression Hedonic Model of Agriculture Land Prices,” *Spatial Economic Analysis*, 4:1, 53-72.
- Lambsdorff, J. G. (2003), “How Corruption Affects Productivity,” *Kyklos*, 56:4, 457-474.
- Leff, N. H. (1964), “Economic Development Through Bureaucratic Corruption,” *American Behavioral Scientist*, 8:3, 8-14.
- LeSage, J. and R. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, FL: CRC Press.
- Leys, C. (1965), “What is The Problem About Corruption?” *The Journal of Modern African Studies*, 3:02, 215-230.
- Liao, W. C. and X. Wang (2012), “Hedonic House Prices and Spatial Quantile Regression,” *Journal of Housing Economics*, 21:1, 16-27.

- Lo, S. F., H. J. Sheu and J. L. Hu (2005), "Taking CO₂ Emissions into a Country's Productivity Change: The Asian Growth Experience," *The International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 12:3, 279-290.
- Lovell, C. A. K., J. T. Pastor and J. A. Turner (1995), "Measuring Macroeconomic Performance in the OECD: A Comparison of European and Non-European Countries," *European Journal of Operational Research*, 87:3, 507-518.
- Lui, F. T. (1985), "An Equilibrium Queuing Model of Bribery," *Journal of Political Economy*, 93:4, 760-781.
- McDonald, J. (2009), "Using Least Squares and Tobit in Second Stage DEA Efficiency Analyses," *European Journal of Operational Research*, 197:2, 792-798.
- Méon, P. G. and L. Weill (2010), "Is Corruption an Efficient Grease?" *World Development*, 38:3, 244-259.
- Powell, D. and J. Wagner (2011), "The Exporter Productivity Premium Along the Productivity Distribution: Evidence from Unconditional Quantile Regression with Firm Fixed Effects," RAND Working Paper No. WR-837.
- Rey, S. J. and B. D. Montouri (1999), "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective," *Regional Studies*, 33:2, 143-156.
- Rodríguez-Pose, A. and V. Tselios (2009), "Education and Income Inequality in the Regions of the European Union," *Journal of Regional Science*, 49:3, 411-437.
- Salim, R. and H. Bloch (2014), "Which Firms Benefit from Foreign Direct Investment? Empirical Evidence from Indonesian Manufacturing," *Journal of Asian Economics*, 33, 16-29.
- Seiford, L. M. and J. Zhu (2002), "Modeling Undesirable Factors in

- Efficiency Evaluation,” *European Journal of Operational Research*, 142:1, 16-20.
- Simar, L. and P. W. Wilson (2011), “Two-Stage DEA: Caveat Emptor,” *Journal of Productivity Analysis*, 36:2, 205-218.
- Su, L. and Z. Yang (2007), “Instrumental Variable Quantile Estimation of Spatial Autoregressive Models,” Singapore Management University Working Paper No. 05-2007.
- Tientao, A., D. Legros and M. C. Pichery (2016), “Technology Spillover and TFP Growth: A Spatial Durbin Model,” *International Economics*, 145, 21-23.
- Trzpiot, G. (2012), “Spatial Quantile Regression,” *Comparative Economic Research*, 15:4, 265-279.
- Wang, L., Z. Chen, D. Ma and P. Zhao (2013), “Measuring Carbon Emissions Performance in 123 Countries: Application of Minimum Distance to the Strong Efficiency Frontier Analysis,” *Sustainability*, 5:12, 5319-5332.
- Winkler, H., P. Mukheibir, S. Mwakasonda, A. Garg and K. Halsnæs (2007), *Electricity Supply Options, Sustainable Development and Climate Change Priorities*, Roskilde Denmark: UNEP RISO Centre.
- World Bank (1997), *World Development Report 1997*, Washington, DC: World Bank.
- World Bank (2000), *The Anti Corruption in Transition: A Contribution to the Policy Debate*, Washington, DC: World Bank.
- World Bank (2005), *World Development Report 2005*, Washington, DC: World Bank.
- Worthington, A. C. and B. E. Dollery (2000), “Measuring Efficiency in Local Governments’ Planning and Regulatory Function,” *Public Productive & Management Review*, 23:4, 469-485.

Wu, P. C., T. H. Huang and S. C. Pan (2014), "Country Performance Evaluation: The DEA Model Approach," *Social Indicators Research*, 118:2, 835-849.

Zietz, J., E. N. Zietz and G. S. Sirmans (2008), "Determinants of House Prices: A Quantile Regression Approach," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 37:4, 317-333.

Corruption, Undesirable Output, and Efficiency: The Application of Spatial Quantile Regression

Lin, Chun-Hung and Ho-Shan Lin

Abstract

This article uses two types of the DEA (data envelopment analysis) method to estimate the production efficiency of countries: one does not consider undesirable output, and the other one considers carbon dioxide as an undesirable output. By comparing the results from these two types of efficiency estimation, we find that the efforts by European countries in recent years have paid off, which is different from results in the past literature. This study employs a spatial quantile regression model to analyze the factors affecting the efficiency of national production. The model solves the problem of data exhibiting spatial correlation and heterogeneity and therefore avoids biased estimations. We show that the degree of corruption affecting high production efficiency countries is more significant, that foreign direct investment has a significant effect for less efficient countries, and that trade might have a negative impact for highly productive countries. By considering undesirable output, when spatial correlation does exist, the least efficient countries do not get the benefits through technology spillover from adjacent countries. The extent of corruption influences highly productive countries more negatively than inefficient countries, because the high degree of corruption in higher productive countries allows for an increase in carbon dioxide emissions. In addition, the least productive countries no longer benefit from foreign direct investment. Finally, we note that an increase in trade likely leads to lower production efficiency in less efficient countries.

Keywords: Corruption, Undesirable Output, Efficiency, Spatial Quantile Regression

JEL Classification: C30, H11, Q53

Lin, Chun-Hung, Department of Industrial Economics, Tamkang University, No. 151, Yingzhan Rd., Tamsui Dist., New Taipei City 25137, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-26215656 ext. 2566, E-mail: chlin@mail.tku.edu.tw. Ho-Shan Lin, Taipei Water Department, Taipei City Government, No. 131, Changxing St., Taipei City 10672, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-28977479, E-mail: hslin@water.gov.taipei.

Received 14 August 2016; revised 24 October 2016; accepted 5 June 2017.