

東協加一對東亞國家貿易技術效率 之影響評估

張靜文

玄奘大學國際企業學系

顏晃平

玄奘大學財務金融學系

吳榮杰^{*}

國立臺灣大學農業經濟學系

關鍵詞：東南亞國協、引力模型、貿易效率

JEL 分類代號： C51, F13, F15, F17

^{*} 聯繫作者：吳榮杰，國立臺灣大學農業經濟學系。106 台北市羅斯福路四段一號。電話：(02)33662668；電子郵件：m417@ntu.edu.tw。本文承蒙審稿人提供諸多建議並惠賜相當寶貴之意見，特此致謝。

摘 要

本研究主要研究目的是依 Kang and Fratianni (2006) 之構想，將 Bergstrand (1985, 1989) 所提出之引力模型視為一國出口產出函數，以 Battese and Coelli (1995) 之隨機性生產邊界模型評估 2010 年中國加入 AFTA 前後，中、日、韓、台與東協國家貿易技術效率之變化。除可瞭解東協加一對東亞國家貿易技術效率造成之影響外，尚可透過管理變數之分析來瞭解影響東亞各國貿易技術效率之因子，最後根據實證結果提出結論。



1. 前言

在世界經濟自由化趨勢的推動下，東南亞國協（Association of Southeast Asian Nation, ASEAN）（以下簡稱東協）為促進東南亞區域經濟之整合與貿易自由化，正逐步拓展東協會員與其他鄰近國家之經貿往來，除主動邀請中、日、韓代表參與東協重要經貿會議外，亦著手推動與中、日、韓簽署貿易自由化之相關協定。2003 年東協通過成立東協自由貿易區（ASEAN free trade area, AFTA），希望能夠促進區內貨品自由流通並消除關稅及非關稅的貿易障礙，繁榮區域內的經濟。而為了加速經濟整合，強化經濟競爭力，東協積極推動在 2010 年將中國納入 AFTA，成立一個區內國內生產毛額達 4,529 億美元以上，總貿易額超過 3 兆 8 千億美元，總人口數約有 19 億人的龐大經濟體，亦即所謂的「東協加一」；另一方面，東協亦擬藉由加深區域經濟整合的程度及推動「東協願景」，來達成在 2020 年成立東協共同體單一市場與強化國際競爭之目標。

由於新加坡、菲律賓、馬來西亞等東協國家皆為台灣之重要貿易國，外加地緣相近，交流頻繁，台灣雖然非東協會員國，但東協的發展情況對台灣的影響甚大，若未來東協納入中、日、韓三國，成功整合東亞區域經濟的情況下，我國與東協貿易量勢必將遭受排擠。因此，我國如何提昇與東協國家雙邊貿易技術效率來加以因應，實為相當重要且值得研究的課題。

在雙邊貿易流量及區域經濟整合的研究，利用引力模型方法進行分析者不在少數，且研究方法之發展亦屬完備。然引力模型在估計時大多採用最小平方法進行估計，估計結果是所有樣本對象的平均貿易流量，殘差項之正負僅能用來解釋樣本生產投入資源的使用較平均水準好或不好，無法解釋貿易流量估計值與實際值之差距所代表之意義，也無法透過模型得到更多資訊，為該模型不足之處。因此 Kang and Fratianni (2006) 將引力模型視為一個經濟體的貿易產出函數，貿易流量可被視為是一經濟體產出之表現，進而藉由 Aigner and Chu (1968) 發展出來的隨機性生產邊界函數估算其貿易技術效率。尤有甚者，更可以利用 Battese and Coelli (1992, 1995) 之技術無效率模



型，進一步評估出影響貿易技術效率之因子，就影響貿易技術效率之變數提出改善建議，為引力模型的應用開展另一思考之方向。

然國內外利用修正引力模型方面進行貿易技術效率評估之相關研究卻付之闕如，職是之故，本研究主要研究目的，是依 Kang and Fratianni (2006) 之構想將 Bergstrand (1985, 1989) 所提出之引力模型視為一國出口產出函數，以 Battese and Coelli (1995) 之隨機性生產邊界模型評估中、日、韓、台與東協國家貿易技術效率，除可瞭解東亞區域經濟整合時雙邊經貿往來之貿易技術效率為何之外，尚可透過管理變數之分析來瞭解影響貿易技術效率之因子。綜合上述，本研究之內容除前述之研究動機與目的外，其次介紹東協之經貿概況及本研究採用的研究方法，隨後依研究方法建立實證模型以進行實證分析，最後按實證結果提出結論。

2. 東協經貿概況

東協目前區內人口約 5.8 億，面積 450 萬平方公里，2007 年全球貿易總額為 1.638 兆美元，是 2000 年 7,591 億美元的 2.15 倍；人均 GDP 則從 2000 年 1,156 美元 / 人，上升至 2007 年 2,227 美元 / 人，擴大了 1.9 倍。從 2000 年以來，東協整體經濟成長率普遍均在 3.4% 以上，成長相當穩健且快速(表 1)。

表 1 東協主要經濟指標

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
GDP (十億美元)	598.5	576.7	645.6	721.1	797.1	884.2	1,073.8	1,281.8
人均 GDP (美元)	1,156	1,098	1,211	1,332	1,449	1,582	1,901	2,227
貿易量 (十億美元)	759.1	691	713.8	824.5	1,071.8	1,224.9	1,404.8	1,638.4
經濟成長率 (%)	5.9	3.4	4.8	5.4	6.1	5.6	6	6.5

資料來源：東協網站 <http://www.aseansec.org/>。

此外東協近年來的進、出口量有不斷增加之趨勢(表 2)，區域內出口



增加至 2007 年的 25%，總貿易量中有四分之一是與區域內的成員相互貿易往來；從表 1 貿易量也可發現 2000 年至 2007 年東協貿易量有大幅成長。

表 2 東協會員國與區域內、外國家進出口值與比例表

單位：十億美元

東協十國	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
區域內出口值	87.18	76.82	81.75	116.87	141.96	165.49	191.39	216.43
區域內出口比值	24%	23%	24%	25%	25%	25%	25%	25%
區域外出口值	277.47	253.24	265.83	355.51	427.83	487.74	576.07	642.36
區域外出口比值	76%	77%	76%	75%	75%	75%	75%	75%
區域內進口值	76.44	68.66	73.42	95.71	120.06	141.89	165.32	188.42
區域內進口比值	23%	22%	23%	24%	24%	24%	25%	25%
區域外進口值	259.04	238.22	249.48	301.63	382.13	441.03	502.55	573.94
區域外進口比值	77%	78%	77%	76%	76%	76%	75%	75%

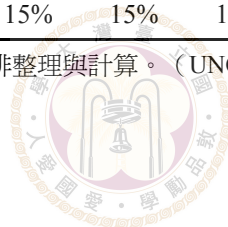
資料來源：本研究按童振源（2006）進行編排整理與計算。（UNCTADSTAT, 2000-2007）

爲了瞭解東協各國在東協經濟體中之重要性，透過表 3 各國區域內出口佔該國總貿易額之比重來看，汶萊從 2000 年的 21% 增加至 2007 年的 40%，寮國從 2000 年的 45% 增加至 2007 年的 78%，緬甸從 2000 年的 28% 增加至 2007 年的 42%，區域貿易增加較爲顯著，至於其他國家則都有穩定的出口比重。

表 3 東協十國出口至區域內國家占該國之出口比重

國家	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
汶萊	23%	17%	19%	20%	17%	25%	27%	29%
柬埔寨	7%	6%	6%	6%	4%	5%	7%	8%
印尼	17%	17%	17%	18%	18%	19%	18%	20%
寮國	43%	38%	37%	35%	32%	44%	57%	50%
馬來西亞	27%	25%	26%	25%	25%	26%	26%	26%
緬甸	21%	36%	38%	36%	45%	51%	55%	50%
菲律賓	16%	16%	16%	18%	17%	17%	17%	16%
新加坡	27%	27%	27%	32%	32%	31%	31%	32%
泰國	19%	19%	20%	21%	22%	22%	21%	21%
越南	18%	17%	15%	15%	15%	18%	17%	16%

資料來源：本研究按侯真真（2001）進行編排整理與計算。（UNCTADSTAT, 2000-2007）



3. 研究方法

引力模型最早起源於牛頓物理學中引力法則的觀點，即兩個物體間的引力與其個別的質量成正比，與其之間的距離成反比。1960 年代經濟學者利用引力模型進行雙邊貿易流量的研究，最早將引力模型運用於國際貿易領域的是 Tingbergen (1962) 與 Pöyhönen (1963)，自此之後，應用引力模型用來評估各種有關國際貿易流量之議題便開始蓬勃發展。

Tingbergen (1962) 與 Pöyhönen (1963) 所建立的原始引力模型，假設雙邊貿易流量會受到進出口國雙方經濟規模（以 GDP 或 GNP 之大小作為經濟規模依據）、人口、兩國貿易時之地理距離，以及其他可能會影響到貿易流量的主客觀特徵總體變數或虛擬變數所影響。模型如下：

$$Y_{ij} = \beta_0 (\text{GDP}_i)^{\beta_1} (\text{GDP}_j)^{\beta_2} (D_{ij})^{\beta_3} (A_{ij})^{\beta_4} u_{ij} \quad (1)$$

式 (1) 中， Y_{ij} 為 i 國出口至 j 國的總出口量， GDP_i 為 i 國國內生產毛額， GDP_j 為 j 國國內生產毛額， D_{ij} 為 i 國與 j 國主要經濟中心之間的距離， A_{ij} 為其他影響兩國貿易量的主客觀總體經濟或環境變數， u_{ij} 為殘差項。由於式 (1) 的指數型函數不易估計，Linnemann (1966) 因此將式 (1) 取對數加以線性化，建立起引力模型的標準函數型式如式 (2)。

$$\ln Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{GDP}_i + \beta_2 \ln \text{GDP}_j + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 \ln A_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

引力模型之理論發展初時，模型甚為簡略。然而世界貿易日趨複雜，過於簡略的模型已不敷使用，到 1970 年代，各家學者便開始著手進行模型的改善，以探討更多影響貿易流量之可能因素。如 Anderson (1979) 率先將產品差異化納入模型中評估對貿易流量之影響，其後 Bergstrand (1985, 1989) 更進一步以簡單的不完全競爭模型發表一系列有關引力模型理論推演，並透過實證分析加以佐證對貿易流量造成之影響；而 Helpman and Krugman (1985) 則採用規模報酬遞增的差異化產品來調整引力模型之架構，探討雙邊貿易流量。引力模型持續發展到 1995 年，Deardorff (1995) 之研究證實在基礎貿易



理論上，引力模型可合理適宜地用來探討各種不同的貿易型態對雙邊貿易流量之影響。至於 Mátyás (1997)、Frankel and Romer (1999)、Cheng and Wall (2005)、Breuss and Egger (1999) 以及 Egger (2000) 則分別進一步就引力模型之適用性或模型做更深入之修正，如該採固定或變動效果模型 (Cheng and Wall, 2005)；另一方面就引力模型應新增或修正哪些總體變數，則有 Bergstrand (1985)、Wei (1996) 以及 Soloaga and Winters (2001) 等，進行分析與驗證。

模型發展與應用在雙邊貿易上在 2000 年代以後，Feenstra et al. (2001) 亦對引力模型進行修正並就 OECD 區內與對區外貿易差異化產品與同質產品進行實證估計，Anderson and van Wincoop (2003) 則是採用 CES 型態之支出函數，推導出可運用的引力模型以解決長久以來雙邊貿易之邊境困境，並以美、加雙邊貿易進行實證分析，有助於說明各種不同或具規格差異產品的雙邊貿易情況。Cheng and Wall (2005) 則是在考量 panel data 的情況下估計雙邊貿易時，應採固定效果或變動效果模型進行評估與實證；其後的研究則更進一步延伸探討到區域經濟組織對貿易流量之影響，包括是否會發生貿易移轉或貿易偏向，如 Baier and Bergstrand (2007, 2009a, 2009b)、Egger et al. (2008)、Magee (2008) 等。國內亦有不少文章利用引力模型針對我國或兩岸的貿易狀況進行研究 (黃登興與黃幼宜, 2006; 鄭新強, 2007)，由此可知引力模型被普遍廣泛地運用在雙邊貿易流量之研究上。

引力模型已是一個發展完備，便於估計雙邊貿易流量的模型，Frankel and Romer (1999) 以傳統最小平方法估計引力模型，發現最小平方法既簡單、且可適當地估計出雙邊貿易流量。然該方法雖然具備簡單、容易估計之優點，但若欲進一步討論各國進行雙邊貿易之優劣時，最小平方法僅能估計得到所有國家貿易流量「平均值」，各國貿易技術效率僅能透過估計得到之貿易流量和平均值之差額來表示其良窳，高於平均值表示此國貿易技術效率較好，反之則較差。但此乃一「絕對」於平均值之概念，估計值與平均值間之差額並無法明確加以說明各國實際之貿易技術效率為何，加上「平均值」十分容易受到極端值影響，若估計樣本對象中有一個國家明顯規模較大，平均值很可能會偏誤，各國貿易技術效率的比較將失去意義。



因此，Kang and Fratianni (2006) 將引力模型視為一個經濟體的貿易產出函數，則按照 Farrell (1957) 生產邊界概念，便可將之視為一個 Cobb-Douglas 型態之「貿易生產函數」。利用隨機性生產邊界的概念，不僅可利用殘差項計算出「相對」於隨機邊界的貿易技術效率值，排除樣本對象中極端值造成之偏誤，更可依據 Aigner and Chu (1968) 將殘差項區分成人為誤差及非人為隨機誤差兩種誤差來源，以深入探討可能造成人為誤差之各種管理變數，進而針對問題提出改進方法來提升貿易技術效率。準此，本研究擬就生產技術效率之觀點，應用於傳統引力模型上，冀能從不同角度來探討影響貿易流量的因素。且由於本研究樣本蒐集期間為 2000-2007 年，考量到經營環境會隨時間產生變化，使得技術無效率亦會隨時間改變，因此按 Cornwell et al. (1990) 與 Kumbhakar (1990) 將技術效率視為隨時間變動的一個變數，建立下列隨機性生產邊界追蹤資料模型 (stochastic production frontier panel data model)：

$$\ln y_{it} = f(x) + \varepsilon_{it} = \beta_{0t} + \sum_j \beta_j \ln x_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 y_{it} 為第 i 個生產者在第 t 期時之產出， x_{ijt} 為第 i 個生產者在第 t 期時第 j 個要素投入， β 為模型待估參數， ε_{it} 則是生產函數殘差項，Aigner and Chu (1968) 將之區分成生產時非人為控制的隨機誤差項 v_{it} 與人為技術無效率的誤差項 u_{it} 兩部分，即 $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$ 。

式 (3) 為隨機性生產邊界函數之形式，和式 (2) 的引力模型同樣是取對數後線性化的結果。在一般傳統生產函數中 y_{it} 為產出，根據 Kang and Fratianni (2006) 可將之視為一國貿易產出，亦即貿易出口量；而式 (3) 中的 x_{ijt} 為生產投入要素，其投入的大小會影響產出 y_{it} 的幅度，同樣地式 (2) 中的 GDP、距離等，亦會影響到貿易流量之大小，可視為貿易產出函數的投入要素。因此，式 (3) 與式 (2) 具有相同之函數形式、解釋變數與被解釋變數間之關係，故 Kang and Fratianni (2006) 認為可將式 (3) 之隨機性生產邊界函數，視為一種貿易產出函數，進而估算貿易技術效率值。

由於本研究期間從 2000 年至 2007 年共 8 年，隱含時間因素在內，因此進一步為了確保技術無效率隨時間變動，依據 Battese and Coelli (1992) 將人為誤差假設成 $u_{it} = \beta_i \cdot u_i$ ，故式 (3) 的殘差項可表為 $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} = v_{it} - \beta_i \cdot u_i$ ，且



在 $v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$ 且 $u_i \sim iid N(0, \sigma_u^2)$ 之假設下，生產函數誤差項之概似函數可表為：

$$\begin{aligned} f(\varepsilon_i) &= \int_0^\infty f(\varepsilon_i, u_i) du_i = \int_0^\infty \prod_t f(\varepsilon_{it} - \beta_t \cdot u_i) f(u_i) du_i \\ &= \frac{2}{(2\pi)^{(T+1)/2} \sigma_v^T \sigma_u} \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\frac{\sum_t (\varepsilon_{it} - \beta_t \cdot u_i)^2}{\sigma_v^2} + \frac{u_i^2}{\sigma_u^2} \right]\right\} du_i \\ &= \frac{2\sigma_* \exp\left\{-\frac{1}{2} a_{*i}\right\}}{(2\pi)^{T/2} \sigma_v^T \sigma_u} \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_*} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_*^2} (u_i - \mu_{*i})^2\right\} du_i \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $\int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_*} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_*^2} (u_i - \mu_{*i})^2\right\} du_i = 1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)$ ， $\mu_{*i} = \frac{(\sum_t \beta_t \cdot \varepsilon_{it}) \sigma_v^2}{(\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \beta_t^2)}$ ，
 $\sigma_*^2 = \frac{\sigma_v^2 \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \beta_t^2}$ ， $a_{*i} = \frac{1}{\sigma_v^2} \left[\sum_t \varepsilon_{it}^2 - \frac{\sigma_u^2 (\sum_t \beta_t \cdot \varepsilon_{it})^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2 \sum_t \beta_t^2} \right]$ 。

因此，取自然對數後之概似函數可表為：

$$\ln L = \text{constant} - \frac{n}{2} \ln \sigma_*^2 - \frac{1}{2} \sum_i a_{*i} - \frac{n \cdot T}{2} \ln \sigma_v^2 - \frac{n}{2} \ln \sigma_u^2 + \sum_i \ln \left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right) \right] \quad (5)$$

上式在選擇適當之 β 、 β_t 、 σ_u^2 以及 σ_v^2 下可求得概似函數極大值。由概似函數導函數可以得到 $u_i | \varepsilon_i \sim N(\mu_{*i}, \sigma_*^2)$ 。 u_i 之估計式可以用 $u_i | \varepsilon_i$ 之條件期望值寫成如下：

$$TE_{it} = E(u_i | \varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \left[\frac{\phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \right] \quad (6)$$

當估計 u_i 時， u_{it} 可以採用 $\hat{u}_{it} = \hat{u}_i \cdot \hat{\beta}_t$ 之形式予以估計，其中 \hat{u}_i 之函數形式為 $E(u_i | \varepsilon_i)$ ，且 $\hat{\beta}_t$ 為 β_t 之最大概似估計式， $t=1, \dots, T$ ，並可以 $\beta_1=1$ 或 $\beta_T=1$ 加以標準化。至於最小技術效率預測均方差則為：



$$TE_{it} = E(\exp\{-u_{it}\}|\varepsilon_i) = E(\exp\{-u_i \cdot \beta_i\}|\varepsilon_i) \\ = \frac{1 - \Phi(\beta_i \cdot \sigma_* - \mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \cdot \exp\left\{-\beta_i \cdot \mu_{*i} + \frac{1}{2} \beta_i^2 \sigma_*^2\right\} \quad (7)$$

為克服樣本自由度可能不足之問題，Battese and Coelli (1992) 減少待估參數之個數而將 $u_{it} = \beta_i \cdot u_i$ 中 β_i 之形式假設為：

$$\beta(t) = \exp\{-\varphi(t - T)\} \quad (8)$$

Battese and Coelli (1992) 在式(8)之假設下，將誤差項設定為 $u_i|\varepsilon_i \sim iid N(\mu_{*i}, \sigma_*^2)$ ，

且： $\mu_{*i} = \frac{\mu\sigma_v^2 - \beta'\varepsilon_i\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \beta'\beta\sigma_u^2}$ 、 $\sigma_*^2 = \frac{\sigma_u^2\sigma_v^2}{\sigma_v^2 + \beta'\beta\sigma_u^2}$ ，其中 $\beta' = (\beta(1), \dots, \beta(T))$ 。

值得注意的是，若技術效率不隨時間變動，則 $\beta(t) = 1$ ，此時 μ_{*i} 和 σ_*^2 會退化成不隨時間變動之形式。若技術效率隨時間變動，則 Battese and Coelli (1992) 技術效率估計式之最小均方差可表為：

$$TE_{it} = E(\exp\{-u_{it}\}|\varepsilon_i) = E(\exp\{\beta(t) \cdot u_i\}|\varepsilon_i) \\ = \frac{1 - \Phi(\beta(t)\sigma_* - \mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \cdot \exp\left\{-\beta(t)\mu_{*i} + \frac{1}{2} \beta(t)^2 \sigma_*^2\right\} \quad (9)$$

利用式 (9)，即可估算出隨時間變動之技術效率值。其後，為了進一步探討時間或其他人為管理因素對技術無效率之影響，Battese and Coelli (1995) 建立了技術效率因子模型 (technical efficiency effect model)，或稱技術無效率模型 (Iinuma et al., 1999 ; Coelli et al., 1998)¹ 如下：

$$u_i = z_i\delta + w_i \quad (10)$$

其中 δ 表示待估參數向量； z_i 為生產者管理變數； w_i 為代表估計誤差之隨機變數，Battese and Coelli (1995) 假設其服從截斷型常態分配，並設定

¹ 所謂技術無效率模型之內涵，乃是延續隨機性邊界生產函數中推估生產技術效率模型之假設，即生產效率誤差項來源可被拆解成來自人為誤差 u_i 與非人為誤差 v_i ，並假設前者服從 $u_i \sim N(\mu_i, \sigma_u^2)$ ，後者服從 $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ 下建立生產者技術無效率模型。

$w_i \geq -z_i\delta$ 。根據此假設可知此截斷型常態分配之截斷點建立在 $-z_i\delta$ ，此設定將可確保生產者技術無效率誤差項為一個其值恆不小於 0 之隨機變數，以符合隨機邊界生產函數之假設，故其分配可表為 $w_i \sim N(z_i\delta, \sigma_u^2)$ 。由於 Battese and Coelli (1995) 之隨機性生產邊界模型具有可探討影響技術無效率因子之優點，故本研究即依該模型建立東亞國家出口貿易技術效率之模型，俾能探討相關管理變數對貿易技術效率之影響。

4. 實證模型設定與說明

4.1 實證模型設定

本研究以 Kang and Fratianni (2006) 之貿易技術效率概念，將 Bergstrand (1985) 引力模型中的貿易出口量視為一國在貿易方面之產出，以 Battese and Coelli (1992, 1995) 之隨機性生產邊界模型進行中、日、韓、台與東協成員彼此間之貿易技術效率及相關管理變數之實證估計。準此，本研究隨機性生產邊界實證模型可表為：

$$\begin{aligned} \ln X_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{GDP}_{it} + \beta_2 \ln \text{GDP}_{jt} + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 \ln \text{XRAT}_{jt} \\ & + \beta_5 \text{LAN}_{ij} + \beta_6 \text{ASEAN}_{it} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (11)$$

其中， X_{ijt} 表第 t 期 i 國對 j 國的貿易出口量、 GDP_{it} 表第 t 期 i 國國內生產毛額、 GDP_{jt} 為第 t 期 j 國國內生產毛額、 D_{ij} 表根據經緯度計算之 i 國與 j 國兩國主要經濟中心之距離²、 XRAT_{jt} 表第 t 期 j 國貨幣兌美元³ 之實質匯率⁴、

² 根據法國經濟研究機構 (Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales, CEPII) 提供之資料，兩國距離有兩種計算方式，其一為地理上根據經、緯度計算，兩國實際主要經濟中心 (一般為首都) 之地理距離；另一則是在衡量語言、文化、殖民歷史等相關因素，利用不同加權計算方法配合地理距離計算出的廣義「距離」。由於本研究已將語言因素視為影響變數之一，因此在此採用較為簡單之地理距離。

³ 本研究採用 Bussiere et al. (2005) 計算匯率之方法，為將所有貿易資料單位統一，故一致採用美元計價，因此將匯率換算為兌美元匯率。

LAN_{ij} 為虛擬變數，當 i 國與 j 國具有共同語言時其值為 1，反之為 0、 $ASEAN_{it}$ 為虛擬變數，當第 t 期 i 國為東協會員國時其值為 1，反之為 0。至於 ε_{ijt} 則是殘差項，在隨機生產邊界模型中用來估計效率。

實證變數之選取，乃是參考過去相關文獻，配合資料蒐集與研究對象後決定。其中，「進、出口國國內生產毛額與兩國距離」，為引力模型初始設定之三個總體經濟變數（Anderson, 1979；Bergstrand, 1985；1989；Frankel et al., 1995；Eichengreen and Irwin, 1996；Mátyás, 1997；Frankel and Romer, 1999；Soloaga and Winters, 2001；Martinez-Zrazoso, 2003；Anderson and van Wincoop, 2003；Cheng and Wall, 2005；Morais and Bender, 2006），大多數的文獻均採用之，僅對變數作微幅調整，如距離可能採用「地理」距離，或是如黃登興與黃幼宜（2006）是以港口距離加上內陸運輸距離之「經濟上」距離來探討對貿易流量或貿易區塊之影響。

至於 Mátyás (1997)、Soloaga and Winters (2001)、Philippa and Gali (2003)、Micco et al. (2003)、Graham et al. (2004)、Rahman et al. (2006) 等文獻，則考量到各國貿易會受到各國實質購買能力之影響，因此為統一所有實證資料之單位採用「兌美元實質匯率」（Bussiere et al., 2005）進一步探討進口國實質購買力對貿易流量之影響。而在區域經濟整合過程中，兩國進行貿易談判、簽訂貿易協定，甚或是進行貿易往來時，是否具有共同語言在貿易溝通上較為便利，有助於兩國貿易往來與貿易流量的提昇，因此 Frankel et al. (1995)、Mátyás (1997)、Martinez-Zrazoso (2003)、Cheng and Wall (2005)、Morais and Bender (2006)、Walsh(2006)、Rahman et al. (2006) 等文獻亦將「是否具共同語言」作為影響雙邊貿易流量的變數納入模型中予以估計。最後，本研究主要研究目的是探討東協加一對東亞國家貿易效率之影響，因此將「是否是東協會員」之虛擬變數一併納入模型中進行估計。過去相關文獻考量各區域經濟組織對貿易流量影響者，諸如 Frankel et al. (1995)、Martinez-Zrazoso (2003)、Cheng and Wall (2005)、Morais and Bender (2006)、Rahman et al. (2006) 等，即分別針對歐盟、北美自由貿易

⁴ 以 2005 年為基期年，並以 j 國與美國消費者物價指數比作為相對價格比進行實質匯率之換算。



區或是亞太經合會等區域組織進行雙邊貿易流量之探討。

在技術無效率模型方面，Huang and Liu (1994) 指出，某些無形的/質性管理變數在某種程度上，不可避免地可能會影響到生產效率，如行政效率的優劣、廠房老舊與否，其實都會影響到產出。當這種情況發生時，無效率模型中的管理變數與生產函數中的投入變數，將無法維持獨立。因此在無效率模型中，必須納入各管理變數與投入變數之交叉項予以估計，Huang and Liu (1994) 將之稱為非中性隨機生產邊界模型 (non-neutral stochastic frontier)。由於本研究選取之管理變數為 IMD⁵ 所公布國內政府行政效率與基礎設施指標，⁶ 對出口貿易量或多或少都存在間接影響，因此本研究根據 Huang and Liu (1994) 另納入生產投入與管理變數交叉項，並依據 Battese and Coelli (1995) 隨時間變動之無效率模型假設如下：

$$\begin{aligned}
 u_{it} = & \alpha_{1t} \text{GOV}_{it} + \alpha_{2t} \text{FUND}_{it} + \alpha_{3t} \text{GDPIGOV}_{it} + \alpha_{4t} \text{GDPIFUND}_{it} + \alpha_{5t} \text{GDPJGOV}_{it} \\
 & + \alpha_{6t} \text{GDPJFUND}_{it} + \alpha_{7t} \text{DISGOV}_{it} + \alpha_{8t} \text{DISFUND}_{it} + \alpha_{9t} \text{RATGOV}_{it} \\
 & + \alpha_{10t} \text{RATFUND}_{it} + \alpha_{11t} \text{LANGOV}_{it} + \alpha_{12t} \text{LANFUND}_{it} + \alpha_{13t} \text{ASGOV}_{it} \\
 & + \alpha_{14t} \text{ASFUND}_{it} + w_{it}
 \end{aligned} \quad (12)$$

其中 α 為待估參數、 GOV_{it} 為 IMD 於第 t 期公告 i 國之政府行政效率指標、 FUND_{it} 為 IMD 於第 t 期公告 i 國之基礎設施指標。其餘變數則為生產函數 (式 (11) 中 GDP 等六個變數) 與管理變數 (GOV 和 FUND 等兩個變數) 之交叉項 (共 $6 \times 2 = 12$ 個)，例如式 (12) 中的 GDPIGOV_{it} 即是指第 t 期政府行政效率指標 (GOV) 對 i 國 GDP 之影響。至於 w_{it} 則為無效率模型之殘差項。各變數說明與預期符號整理如下。

⁵ IMD：瑞士洛桑國際管理學院 (International Institute for Management Development, IMD) 之縮寫。

⁶ IMD 公布之政府行政效率指標調查之項目，包括財政情勢 (public finance)、財政政策 (fiscal policy)、法規體制 (institutional framework)、企業法規 (business legislation) 以及社會架構 (societal framework)。基礎設施指標調查之項目，包括基本建設 (basic infrastructure)、技術建設 (technological infrastructure)、科學建設 (scientific infrastructure)、醫療與環境 (health and environment) 以及教育 (education) 等 (劉順仁，2007)。



表 4 技術無效率模型實證變數說明與預期符號

變數	說明	預期符號	預期符號說明
GOV_{it}	IMD 於第 t 期公告 i 國之政府行政效率指標	—	政府效率排名越高(好)，可減少技術無效率
$FUND_{it}$	IMD 於第 t 期公告 i 國之基礎設施指標	—	基礎設施排名越高(好)，可減少技術無效率
交叉項 (第 t 期)			
$GDPIGOV_{it}$	出口國國內生產毛額與政府行政效率交叉項	—	出口國經濟規模越大、政府效率排名越高(好)，可減少技術無效率
$GDPIFUND_{it}$	出口國國內生產毛額與基礎設施交叉項	—	出口國經濟規模越大、基礎設施排名越高(好)，可減少技術無效率
$GDPJGOV_{it}$	進口國國內生產毛額與出口國政府行政效率交叉項	?	進口國經濟規模大小與出口國政府行政效率排名較無關，故影響方向不確定
$GDPJFUND_{it}$	進口國國內生產毛額與出口國基礎設施交叉項	?	進口國經濟規模大小與出口國基礎設施排名較無關，故影響方向不確定
$DISGOV_{it}$	兩國距離與出口國政府行政效率交叉項	?	兩國貿易中心(首都)距離固定，與出口國政府行政效率排名較無關，故影響方向不確定
$DISFUND_{it}$	兩國距離與出口國基礎設施交叉項	?	兩國貿易中心(首都)距離固定，與出口國基礎設施排名較無關，故影響方向不確定
$RATGOV_{it}$	兩國實質匯率與出口國政府行政效率交叉項	?	出口國相對進口國匯率↑不利出口、出口國行政效率排名↑有利出口，兩者影響相反，故交叉項影響方向不確定
$RATFUND_{it}$	兩國實質匯率與出口國基礎設施交叉項	?	出口國相對進口國匯率↑不利出口、出口國基礎設施排名↑有利出口，兩者影響相反，故交叉項影響方向不確定
$LANGOV_{it}$	是否共同語言與出口國政府行政效率交叉項	—	有共同語言對出口國政府行政效率提昇有正面助益，故能降低技術無效率
$LANFUND_{it}$	是否共同語言與出口國政府基礎設施交叉項	—	有共同語言對出口國政府基礎設施排名提昇有正面助益，故能降低技術無效率
$ASGOV_{it}$	是否東協會員與出口國政府行政效率交叉項	—	參與東協、出口國政府行政效率排名提昇，能增加貿易出口、降低技術無效率
$ASFUND_{it}$	是否東協會員與出口國政府基礎設施交叉項	—	參與東協、出口國基礎設施排名提昇，都能增加貿易出口、降低技術無效率

資料來源：本研究整理。



4.2 資料來源

本研究主要擬分析東協加一對東亞國家出口貿易技術效率造成之影響，因此蒐集中國、日本、韓國、台灣四個非東協會員，以及印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡及泰國等五個東協會員，⁷ 一共九個東亞國家進行實證分析。實證變數說明與資料來源將之整理於表 5。

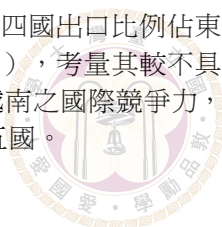
表 5 實證變數說明與資料來源

實證變數	說 明	資 料 來 源
隨機生產邊界模型變數		
X_{ijt}	第 t 期 i 國對 j 國的貿易出口量 ¹	UNCTADSTAT (2000-2700)
GDP_{it}	第 t 期 i 國國內生產毛額	International Monetary Fund DataBase
GDP_{jt}	第 t 期 j 國國內生產毛額	International Monetary Fund DataBase
D_{ij}	i 國與 j 國兩國主要經濟中心（一般為首都）之地理距離	Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales, CEPII
$XRAT_{jt}$	第 t 期 j 國貨幣兌美元之實質匯率（以 2005 年為基期年之消費者物價指數換算）	International Monetary Fund DataBase
LAN_{ij}	虛擬變數， i 國與 j 國有共同語言為 1，否為 0	維基百科 Wikipedia
$ASEAN_{it}$	虛擬變數，當第 t 期 i 國為東協會員國時其值為 1，反之為 0	東協秘書處 ASEAN Secretariat
技術無效率模型變數（不含交叉項）		
GOV_{it}	IMD 於第 t 期公告 i 國之政府行政效率指標	IMD / 中華經濟研究院東亞資料庫
$FUND_{it}$	IMD 於第 t 期公告 i 國之基礎設施指標	IMD / 中華經濟研究院東亞資料庫

資料來源：本研究整理。

說明：本研究自 UNCTADSTAT 統計資料庫（UNCTADSTAT, 2000-2007）從 2000 年蒐集至 2007 共八年， i 國對 j 國全部商品之出口量，蒐集樣本資料點共 9 （國） $\times 8$ （年度） $\times 8$ （貿易對象）= 576 筆（出口量）。

⁷ 東協中的汶萊、柬埔寨、寮國、緬甸等四國出口比例佔東協整體出口比例在資料蒐集期間幾乎都不超過 1%（參附表 1），考量其較不具影響性，故實證分析時予以忽略；除此之外，IMD 並未評估越南之國際競爭力，故本研究樣本蒐集剔除汶萊、柬埔寨、寮國、緬甸及越南等五國。



5. 實證結果與分析

5.1 實證資料敘述統計

本研究整理 2000 至 2007 年實證所需之總體資料，並計算其敘述統計值整理於表 6。從表 6 中可大致看出日本的國內生產毛額為九個國家中最高者，八年平均有 4,357.05 百萬美元，其次為中國的 1,961.11 百萬美元，韓國則以 683.55 百萬美元位居第三；在政府行政效率方面，新加坡分別以排名（2）最好，而基礎建設則是日本排名第（4）最為突出。在所有九個國家中，不論是政府行政效率或是基礎建設，印尼的評比均敬陪末座。

表 6 本研究實證變數 2000-2007 年敘述統計值

國家別	實證變數名稱	平均數 標準差	GDP (百萬美元)	兌美元匯率 ¹ (元)	政府行政 效 率	基礎設施
中 國	平均數	1,961.11	7.85	19	35	
	標準差	712.90	0.27	4.9839	3.4641	
日 本	平均數	4,357.05	110.52	31	4	
	標準差	259.51	9.67	4.0267	1.6690	
韓 國	平均數	683.55	1,129.19	31	24	
	標準差	178.33	140.56	4.5904	3.1168	
台 灣	平均數	331.58	32.45	19	19	
	標準差	33.68	1.78	3.2404	1.9226	
印 尼	平均數	262.10	10,023.15	45	50	
	標準差	96.38	1,587.82	3.3568	2.7124	
馬 來 西 亞	平均數	125.27	3.69	19	29	
	標準差	33.19	0.11	3.3700	3.4408	
菲 律 賓	平均數	93.86	53.66	37	47	
	標準差	25.32	4.76	4.7940	3.1820	
新 加 坡	平均數	110.83	1.64	2	9	
	標準差	26.95	0.05	0.7440	3.9279	
泰 國	平均數	162.24	40.20	22	43	
	標準差	45.54	3.25	4.7208	2.8504	

資料來源：本研究計算整理。

說明：兌美元匯率以 2005 年為基期年，利用中、日、韓、台、印、馬、菲、新、泰等八國與美國各年度之消費者物價指數比做為價格比，計算各年度之實質匯率。

5.2 隨機性生產邊界與技術無效率模型估計結果

本研究就引力模型傳統最小平方法和隨機性生產邊界法分別進行實證估計，以瞭解 1. 各解釋變數對貿易流量之影響，以及 2. 東協加一前後東亞國家貿易技術效率之消長。

本研究實證估計是以東協加一前（2000 年至 2007 年）的實證資料作為基準，假設總體經濟環境及其他條件不變，利用時間趨勢模擬推估出至東協加一成立時（2010 年），實證所需之各國出口量與進出口國的國內生產毛額。而兩國之間的距離與是否使用共同語言，並不會受到時間的影響而變動，因此上述二變數本研究以 2007 年的現況來進行模擬。最後是否加入東協的虛擬變數方面，則是將中國的部分從非東協會員國改成東協會員國來做探討。相關實證結果整理於表 7。

5.2.1 東協加一前

5.2.1.1 最小平方法估計結果

利用傳統最小平方法估計各解釋變數對貿易出口量造成之影響結果，顯示出口國 / 進口國的國內生產毛額對出口國貿易出口量在 1% 的顯著水準下，均具有相當顯著且正面的影響。出口國 / 進口國的 GDP 增加 1%，能分別提高出口貿易流量 0.6752% 和 0.5145%，與過去相關文獻認為兩國 GDP 的增加有助於雙邊貿易之理論相符（Mátyás, 1997；Frankel et al., 1995；郭錦婷, 1999；Martinez-Zrazoso, 2003；陳明潔, 2005；Morais and Bender, 2006；鄭新強, 2007）。由於兩國經濟中心距離（ D_{ij} ）的遠近可視作運輸成本高低，估計結果顯示在 1% 之顯著水準下距離越遠運輸成本越高，越不利貿易的進行；貿易距離每變動 1%，對貿易流量會造成 0.6315% 之影響，貿易距離越遠越不利於出口國之出口貿易（Mátyás, 1997；Frankel et al., 1995；郭錦婷, 1999；Martinez-Zrazoso, 2003；陳明潔, 2005；Morais and Bender, 2006；鄭新強, 2007）。

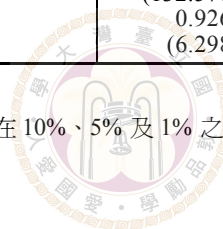


表 7 隨機性生產邊界與技術無效率模型估計結果

變數名稱	最小平方法		隨機性生產邊界函數	
	東協加一前	東協加一成立	東協加一前	東協加一成立
截距項	-4.2169*** (-4.085)	-5.1162*** (-6.215)	-4.0953** (-2.112)	-4.2512** (-2.071)
GDP _{it}	0.6752*** (20.935)	0.6802*** (27.078)	0.5629*** (7.714)	0.5563*** (12.193)
GDP _{jt}	0.5145*** (27.741)	0.5522*** (33.614)	0.7194*** (15.250)	0.7870*** (30.476)
D _{ij}	-0.6315*** (-16.922)	-0.6559*** (-19.909)	-0.0661** (-2.124)	-0.0514 (-1.332)
XRAT _{jt}	-0.0713*** (-7.171)	-0.0726*** (-8.154)	-0.8099*** (-10.267)	-0.9768*** (-7.710)
LAN _{ij}	0.5045*** (7.992)	0.5631*** (10.150)	0.7574*** (2.802)	1.0944*** (4.491)
ASEAN _{it}	0.3843*** (4.710)	0.3303*** (5.165)	0.1354 (0.452)	0.0346 (0.214)
			技術無效率因子	
GOV _{it}			-0.1186** (-2.041)	-0.0885* (-1.938)
FUND _{it}			0.0215 (0.230)	0.0486 (0.710)
GDPIGOV _{it}			0.0044*** (2.452)	0.0119 (0.716)
GDPIFUND _{it}			-0.0063** (-2.070)	-0.0058*** (-2.584)
GDPJGOV _{it}			0.0047*** (3.456)	0.0048*** (4.825)
GDPJFUND _{it}			-0.0003 (-0.218)	0.0014* (1.947)
DISGOV _{it}			-0.0009 (-0.887)	-0.0018** (-2.004)
DISFUND _{it}		無法估計	0.0013 (0.915)	0.0033*** (4.270)
RATGOV _{it}			0.0038 (0.918)	-0.0022 (-0.637)
RATFUND _{it}			-0.0023 (-0.579)	-0.0015 (-0.550)
LANGOV _{it}			0.0034 (0.500)	-0.0100 (-1.597)
LANFUND _{it}			-0.0078 (-0.928)	0.0119** (2.130)
ASGOV _{it}			-0.0252*** (-2.833)	-0.0115 (-1.503)
ASFUND _{it}			0.0256*** (3.348)	0.0120* (1.762)
			變異數參數	
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$		無法估計	4.8239*** (132.576)	4.7481*** (124.857)
$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$			0.9260*** (6.298)	1.0874*** (4.504)

資料來源：本研究計算整理。

說明：表中 () 內為 T 值。*、**、*** 分別表在 10%、5% 及 1% 之顯著水準下顯著。



至於進口國兌美元匯率增加，表示進口國貨幣發生貶值、國際實質購買力下降，對出口國出口不利（Mátyás, 1997；鄭新強，2007）。實證結果顯示，在 1% 之顯著水準下，進口國兌美元匯率每增加 1%，對出口國會造成 0.0713% 的出口萎縮，顯示進口國兌美元匯率上升的確減少對出口國出口產品之購買。至於兩國是否使用共同語言與是不是東協會員，對出口國貿易在 1% 之顯著水準下均有正面且顯著之影響。

5.2.1.2 隨機性生產邊界估計結果

在東協加一前，隨機性生產邊界估計結果顯示，出口國 GDP 增加 1%，會增加出口 0.5629%；進口國 GDP 每增加 1%，將有助於出口國提昇其出口 0.7194%；貿易距離每縮短 1%，有助出口國之出口增加 0.0661%。進口國對美元匯率若提高 1%，則有助出口國出口增加 0.8099%；貿易雙方若採用相同語言，也有助於出口國貿易技術效率提昇；最後，若出口國成為東協會員之一，也有助於出口增長。上述這些估計結果，在 5% 的顯著水準下，都會對出口國出口貿易有顯著的影響。

5.2.1.3 技術無效率估計結果

在技術無效率的部分，本研究主要選擇兩個受人為因素影響較大的管理變數，即政府行政效率與基礎設施指標。但考量到政府出口行政效率若能提昇，出口通關基礎設施較佳，對出口國 GDP 會存在某種程度正面之影響，進而影響到出口貿易流量。換言之，管理變數與生產函數並不完全獨立。因此，Huang and Liu (1994) 認為在估計管理變數時，應將生產投入變數與管理變數交叉項一併納入無效率模型中。本研究即依此，另納入 12 個交叉項，合計共 14 個管理變數進行無效率模型之估計。估計結果顯示，東協加一前政府行政效率對降低技術無效率在 5% 之顯著水準下有顯著之影響，每提高政府行政效率指標排名一名，能有效降低 0.1186 的技術無效率；但基礎設施的影響效果則不顯著，且提昇基礎設施指標的排名反而會造成人為技術無效率。若欲提高基礎設施之排名，需使用相當程度的財政支出與社會資源花費在國內建設上，但建設帶來的好處卻要長時間才能顯現，就短期生產函數的

角度而言等於是成本增加，不利於目前產出，如此一來短期內基礎建設指標排名提昇反而可能提高出口貿易之不效率。

至於交叉項的影響以 ASGOV (是否東協會員與政府行政效率交叉效果)和 ASFUND(是否東協會員與基礎設施交叉效果)對技術無效率的影響，較值得注意。前者隱含加入東協並提昇政府行政效率，在 1% 之顯著水準下能有效降低人爲無效率，後者則是加入東協並改善基礎設施反而會增加人爲不效率，兩者都與單獨考慮政府行政效率與基礎設施指標的單獨效果一致。變異數參數 λ 值則顯示，技術無效率中人爲是非人爲的 4.8239 倍。無效率模型估計結果隱含，出口國可透過調整政府財政政策、改善相關法規體制等方式，來改善政府行政效率、提高 IMD 之排名，以降低人爲技術無效率。

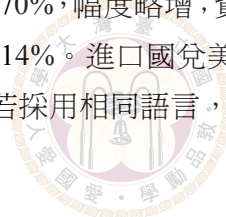
5.2.2 東協加一成立

5.2.2.1 最小平方法估計結果

在東協加一成立後，最小平方法估計結果不論是影響方向或是影響之顯著性都與東協加一前相似，並無太大變動，大致上影響效果均微幅上升，僅是否加入東協之影響效果略微下降。出口國 / 進口國的 GDP 增加 1%，能分別提高出口貿易流量 0.6802% 和 0.5522%，較東協加一成立前的 0.6752% 和 0.5145% 略微增加；兩國經濟中心距離 (D_{ij}) 估計結果顯示，貿易距離每變動 1%，對貿易流量會造成 0.6559% 之影響，進口國兌美元匯率每增加 1%，對出口國會造成 0.0726% 的出口萎縮；至於兩國是否使用共同語言與是不是東協會員，對出口國貿易在 1% 之顯著水準下均有正面且顯著之影響。

5.2.2.2 隨機性生產邊界估計結果

本研究以隨機性生產邊界估計東協加一成立之結果顯示：出口國 GDP 增加 1%，會增加出口 0.5563%，較東協加一前幅度略降；進口國 GDP 每增加 1%，將有助於出口國出口提昇 0.7870%，幅度略增；貿易距離每縮短 1%，對出口國之出口加強幅度略降爲 0.0514%。進口國兌美元匯率提高 1%，則增加出口國出口 0.9768%；貿易雙方若採用相同語言，也有助於出口國大幅



提昇其出口 1.0944%。最後，若東協加一成立，也有助於出口國出口增長 0.0346。因此可依實證結果推論，進口國 GDP、對美元匯率的提昇，以及減少貿易距離等，對出口國出口貿易流量有正面的助益。

5.2.2.3 技術無效率估計結果

在東協加一成立後，可以發現政府行政效率或基礎設施對技術無效率之影響，都變得較為不顯著，但對技術無效率的影響方向仍然與東協加一前相同。但交叉項對技術無效率的影響則部分變得較為顯著。其中值得探討的，是 GDPJFUND（進口國 / 基礎設施）、RATGOV（進口國匯率 / 政府行政效率）、LANGOV（共同語言 / 政府行政效率）以及 LANFUND（共同語言 / 基礎設施）等四個交叉項，在東協加一前後對技術無效率的影響方向發生改變；GDPJFUND 和 LANFUND 等和基礎設施有關的交叉項，在東協加一前會降低技術無效率，但東協加一後卻會增加技術無效率，且在 5% 之顯著水準下有顯著影響，推測可能是東協加一後某些開發程度較差的東協會員必需改善國內基礎設施，以配合進口國 GDP 增長對產品品質或提高通關速度等之要求，因而造成生產成本增加、提高人為不效率。而與政府行政效率有關的兩個交叉項變數 RATGOV 和 LANGOV，則從東協加一前會增加人為不效率，到東協加一後反而會降低人為不效率，顯然東協加一後，東亞各國為因應可能遭遇到之貿易排擠或貿易轉向效果，會提高政府行政效率來改善出口貿易。東協加一後的變異數參數 λ 值從東協加一前的 4.8239，略降為 4.7481，顯然人為不效率正逐漸下降。

5.3 貿易技術效率估計結果

本研究採用前述之研究方法進行東協加一前後東亞國家貿易技術效率之評估，實證結果整理於表 8；以下便分別就東協區內和東協區外共九個國家，東協加一前後貿易技術效率之變化進行比較說明，以利瞭解東協加一造成之影響。



5.3.1 中國

東協加一前中國對日本之出口貿易技術效率值為 0.2629，但在東協加一成立後，對日出口貿易技術效率值大幅下滑至 0.1912 (-27.29%)，可能是因為中國與東協間關稅將逐年調降至零，中國製產品出口至東協會員國相對出口至日本較為有利，加上日本一向對進口產品查驗嚴格，推測是東協加一成立後中國部分產品會增加對東南亞國家之出口，銷往日本的出口量相對降低之故。同樣的情況在其他非東協會員國如韓國也是如此，如韓國之出口貿易技術效率值由 0.2324 降為 0.1691 (-27.25%)。

在中國出口至東協會員國的貿易技術效率變化方面，東協加一成立後，對其出口貿易技術效率提昇的國家有菲律賓以及泰國，分別從東協加一前平均 0.2637 和 0.2910 上升至東協加一成立後的 0.2806 (+6.42%) 與 0.3089 (+6.15%)，貿易技術效率增加的幅度都不大。其他如印尼、馬來西亞和新加坡，東協加一成立後中國對其之貿易效率反而下降，可見中國加入 AFTA 對其出口貿易效率之成長並沒有太大的影響，但中國仍將加入 AFTA 視為重要貿易政策，政治上的意義遠比經濟上的意義來的重要。探究中國仍積極加入 AFTA 的原因，是 AFTA 為國際經濟區域整合中，唯一一個完全由東亞國家參與、主導的組織，ASEAN 積極要將 AFTA 壯大到能與其他區域經濟體如北美自由貿易區、歐盟等分庭抗禮，因此積極邀請中、日、韓加入其陣容。中國大陸以其龐大的經貿實力，以 AFTA 做其後盾，更可與前述經濟體相抗衡，從加入 AFTA 對中國並未能創造太多出口貿易技術效率提昇效果的情況下，中國仍積極參與 ASEAN 的運作，可見一斑。

5.3.2 日本

日本在東協加一成立後，對中、韓、台的出口貿易技術效率均大幅下降，分別降幅高達 17.13%、31.69% 以及 13.94%。對東協會員之出口貿易技術效率值除泰國幾乎算是持平外，其他亦都呈現下降的趨勢。顯而易見地，2010 年中國加入東協後對日本出口造成相當之衝擊，使得日本出口至東協會員相形之下變得弱勢，因此日本出口之貿易技術效率值在東協會員國普遍下滑。



5.3.3 韓國

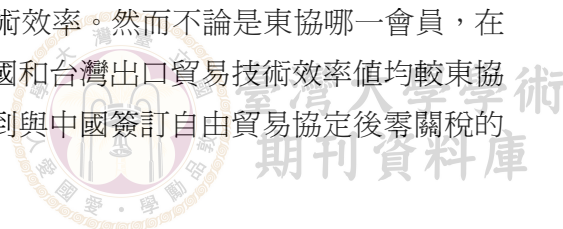
韓國在東協加一前後的貿易技術效率變化，和日本大致呈現相同的情況。對區外的中、日、台均呈現出口貿易技術效率大量萎縮的現象，尤其是對日本下滑 40.30% 最為明顯，推測主要是肇因於韓國出口企業高度依賴從日本進口零組件，使得韓國對日貿易長期處於逆差狀態，至 2008 年已達 300 億美元；在金融危機爆發後，眾多韓國企業急需使用日元結算從日本進口的零組件，導致該國日元供應量嚴重不足，韓元對日元匯率暴跌，給韓國經濟造成巨大壓力，因此使得出口貿易技術效率值相對東協加一前大幅下滑。對中、台也分別下降高達 28.28% 和 21.80%，受到東協加一的負面影響相當明顯。至於東協會員國中，對印尼貿易技術效率值下降幅度最大，從 0.6500 大幅降到 0.4864，下降幅度達 25.16%，據推論對東協會員國出口貿易技術效率下滑應是受到低價大陸產品零關稅出口至東協會員國，排擠韓國出口產品所致。

5.3.4 台灣

台灣方面貿易技術效率值在東協加一前後的變化，大致上也與日、韓呈現相同的局面。對中、日、韓的貿易技術效率從東協加一前的 0.1301、0.1524 和 0.1802，分別降至東協加一成立後的 0.0986、0.0969 以及 0.1230，降幅分別為 24.22%、36.40% 與 31.75%。對東協會員國之出口貿易技術效率值，在東協加一成立後大都減少了 20%~30%，很顯然主要是受到中國加入東協自由貿易區造成之貿易排擠效應，使得台灣 2010 年對東協會員出口下降所致。

5.3.5 東協國家

印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國等五個東協國家，在東協加一前後對中國之出口貿易技術效率變動情況，除馬來西亞和新加坡呈現下降外，其他貿易技術效率均較東協加一前提昇，顯示中國加入 AFTA 有助於東協會員產品出口，增加其出口貿易技術效率。然而不論是東協哪一會員，在東協加一成立後，對區外的日本、韓國和台灣出口貿易技術效率值均較東協加一前大幅下滑，很顯然地主要是受到與中國簽訂自由貿易協定後零關稅的



影響，使得出口至仍有關稅之日、韓、台之產品相對銷往大陸喪失價格之競爭優勢，因此使得出口大量轉往中國，導致對日、韓、台之出口貿易技術效率值大幅下降。

五個樣本國家對日、韓、台之貿易技術效率下滑幅度以菲律賓對日、韓、台貿易技術效率的喪失最為嚴重，對台灣貿易技術效率從東協加一前的 0.2120 下降 31.75%，對韓國出口貿易技術效率滑落 23.00%（由 0.1368 降至 0.1053）次之，至於對日本的貿易技術效率則從 0.1665 降至 0.1377（下降幅度為 17.33%）降幅較小。此外，馬來西亞和新加坡對台灣貿易技術效率喪失幅度都在 33% 左右，顯示菲律賓、新加坡、馬來西亞等東協會員在東協加一成立後，會大量降低對日、韓、台出口，且對台灣出口減少最為顯著。

就東協區內貿易來看，東協加一成立後，馬來西亞對新加坡出口貿易技術效率下降 49.63%，從東協加一前的 0.3492 降至 0.1759，降幅最大、貿易效率萎縮嚴重；新加坡對馬來西亞的出口貿易技術效率也下滑了 50.13%，從 0.5059 降至 0.2523，新、馬兩國之雙邊貿易效率均嚴重下滑，乃是東協加一成立後，雙邊貿易受到最嚴重損害的兩個國家。而新加坡和菲律賓之雙邊貿易效率萎縮的比例也在 30% 上下，顯見馬來西亞與新加坡、新加坡與菲律賓彼此間之雙邊貿易效率，將因東協加一而大幅滑落。本研究之實證結果發現，東協國家在東協加一成立後，不論是對區內或對區外，出口貿易技術效率均呈現下滑的趨勢，東協加一後僅中印、中菲、中泰之雙邊出口貿易技術效率有略微增加，其餘出口貿易技術效率在東協加一後反而萎縮。

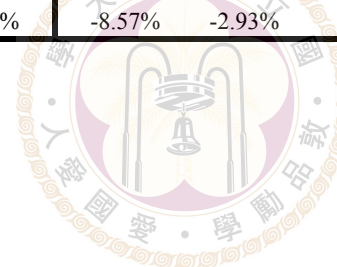
綜合上述，由於中國具有廣大的消費市場，及東協加一前中國便積極對東協會員提出經貿、文化、旅遊等方面之雙邊合作，均有利於中國與東協會員彼此間貿易之成長，但這可能需要一段時間後才會反映在出口量上。然中國加入東協自由貿易區後，日本、韓國和台灣將會受到中國低價產品零關稅之貿易排擠效果所影響卻是立即快速出現，東協加一成立後日、韓、台對東協會員之出口貿易技術效率已經出現萎縮；除此之外，日、韓、台彼此之出口效率值也會受到擠壓而導致雙邊貿易技術效率滑落。顯而易見的是，中國加入東協自由貿易區所造成的貿易轉向效應，以及對東協會員國市場所形成之排擠效應，都會對日、韓、台三國的出口貿易造成相當重大的威脅。



表 8 中國加入東協自由貿易區前後東亞國家雙邊貿易技術效率之變化

出口國		進口國					印 尼	馬來西亞	菲律賓	新加坡	泰 國
		中 國	日 本	韓 國	台 灣						
中 國	東協加一前		0.2629	0.2324	0.1247	0.4928	0.2500	0.2637	0.4307	0.2910	
	東協加一後		0.1912	0.1691	0.0901	0.4567	0.2219	0.2806	0.3734	0.3089	
	增減比例		-27.29%	-27.25%	-27.71%	-7.33%	-11.24%	6.42%	-13.30%	6.15%	
日 本	東協加一前	0.2259		0.2671	0.5525	0.4692	0.6989	0.4733	0.9500	0.8486	
	東協加一後	0.1872		0.1824	0.4755	0.3716	0.6609	0.3892	0.9468	0.8487	
	增減比例	-17.13%		-31.69%	-13.94%	-20.79%	-5.44%	-17.77%	-0.34%	0.01%	
韓 國	東協加一前	0.2299	0.0933		0.3349	0.6500	0.5832	0.4432	0.9071	0.3390	
	東協加一後	0.1649	0.0557		0.2619	0.4864	0.5508	0.3515	0.9264	0.3061	
	增減比例	-28.28%	-40.30%		-21.80%	-25.16%	-5.56%	-20.70%	2.13%	-9.72%	
台 灣	東協加一前	0.1301	0.1524	0.1802		0.3541	0.2889	0.3237	0.4775	0.4062	
	東協加一後	0.0986	0.0969	0.1230		0.2721	0.1848	0.2589	0.3423	0.3567	
	增減比例	-24.22%	-36.40%	-31.75%		-23.14%	-36.02%	-20.00%	-28.32%	-12.20%	
印 尼	東協加一前	0.1611	0.3827	0.5290	0.3859		0.2029	0.2389	0.4015	0.2088	
	東協加一後	0.1643	0.3514	0.4815	0.4090		0.1866	0.2431	0.3303	0.2097	
	增減比例	2.00%	-8.19%	-8.99%	5.98%		-8.05%	1.73%	-17.73%	0.45%	
馬來西亞	東協加一前	0.1522	0.4449	0.5723	0.3308	0.2863		0.2410	0.3492	0.5723	
	東協加一後	0.1127	0.3874	0.5331	0.2216	0.2267		0.1649	0.1759	0.5179	
	增減比例	-25.96%	-12.93%	-6.85%	-33.00%	-20.83%		-31.60%	-49.63%	-9.51%	
菲 律 賓	東協加一前	0.0819	0.1665	0.1368	0.2120	0.0759	0.2109		0.2983	0.2505	
	東協加一後	0.0926	0.1377	0.1053	0.1447	0.0707	0.1551		0.1989	0.2024	
	增減比例	13.07%	-17.33%	-23.00%	-31.75%	-6.93%	-26.46%		-33.31%	-19.22%	
新 加 坡	東協加一前	0.2836	0.4209	0.9503	0.3006	0.9600	0.5059	0.5483		0.9459	
	東協加一後	0.2331	0.3865	0.9254	0.2006	0.9604	0.2523	0.3844		0.8946	
	增減比例	-17.81%	-8.17%	-2.63%	-33.25%	0.04%	-50.13%	-29.88%		-5.42%	
泰 國	東協加一前	0.1932	0.3432	0.1880	0.2708	0.4060	0.4117	0.3927	0.7650		
	東協加一後	0.2004	0.3169	0.1717	0.2475	0.3713	0.3997	0.4073	0.7006		
	增減比例	3.70%	-7.68%	-8.67%	-8.59%	-8.57%	-2.93%	3.70%	-8.42%		

資料來源：本研究計算整理。



6. 結論

本研究蒐集東亞九個國家 2000-2007 年共八年之實證資料，利用傳統最小平方法與隨機性生產邊界法，在假設總體經濟環境及其他條件不變的情況下，利用時間趨勢模擬推估東協加一後（2010 年）各國 GDP 與出口量，進行東協加一前後東亞九國貿易技術效率變化之影響評估。

最小平方法之實證結果顯示，東協加一前後包括進出口國之 GDP、兩國貿易距離、進口國兌美元匯率、是否有共同語言以及是否同為東協會員等變數，對出口國出口貿易量都有相當顯著的影響，如進出口國 GDP 的增加能夠擴大出口國貿易量，貿易距離的縮短、進口國兌美元匯率增加也能顯著增加出口國出口量，虛擬變數的共同語言及東協會員與否，也都對出口國之出口貿易流量有正面且顯著的影響。至於隨機性生產邊界估計結果，也與最小平方法之估計結果一致。

然而由於隨機性生產邊界具有進一步估計影響出口貿易技術效率，並可探討影響技術效率人為管理變數之優點，因此本研究亦透過 Battese and Coelli (1995) 隨機性生產邊界模型進行貿易技術效率與技術無效率模型之推估，結果發現東協加一前政府行政效率對降低技術無效率有顯著之影響，但基礎設施的影響效果則不顯著，且提昇基礎設施指標的排名反而會造成人為技術無效率。東協加一成立後，兩者均變得不顯著，但影響方向並未改變。交叉項的影響方面，東協加一前以 ASGOV 和 ASFUND 對技術無效率的影響較為顯著，前者隱含加入東協並提昇政府行政效率能有效降低人為無效率，後者則是加入東協並改善基礎設施反而會增加人為不效率，兩者都與單獨考慮政府行政效率與基礎設施指標的單獨效果一致。

但東協加一成立後，GDPJFUND、RATGOV、LANGOV 以及 LANFUND 等四個交叉項對技術無效率的影響方向發生改變；GDPJFUND 和 LANFUND 等和基礎設施有關的交叉項，在東協加一前會降低技術無效率，但東協加一後卻會增加技術無效率，推測可能是東協加一後某些開發程度較差的東協會員必需改善國內基礎設施，以配合進口國 GDP 增長對產品品質或提高通關



速度等之要求，因而造成生產成本增加、提高人為不效率。而與政府行政效率有關的兩個交叉項變數 RATGOV 和 LANGOV，則從東協加一前會增加人為不效率，到東協加一後反而會降低人為不效率，顯然東協加一後，東亞各國為因應可能遭遇到之貿易排擠或貿易轉向效果，會提高政府行政效率來改善出口貿易。

在貿易技術效率的變化方面，實證結果則發現東協區外或區內的國家在東協加一前後除中印、中菲、中泰的雙邊貿易技術效率有微幅進步外，其餘都呈現退步的局面，而區外的日、韓、台受到東協加一的影響，不僅彼此間雙邊貿易技術效率均大幅下滑，對區內的東協會員貿易技術效率也受到東協加一嚴重衝擊。中國加入 AFTA 雖沒有創造太多經濟上的好處，但卻使日、韓、台的出口貿易技術效率大幅下降，相對而言等於是中國的出口貿易技術效率有所成長，如此也可視作中國加入 AFTA 所得到之經濟優勢。

東協區內的印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國等五國不論何者，在東協加一成立後，對區外的日本、韓國和台灣出口貿易技術效率值均較東協加一前大幅下滑，很顯然地主要是受到與中國簽訂自由貿易協定後零關稅的影響，使得仍有關稅之日、韓、台相對中國喪失價格之競爭優勢，因此出口大量轉往中國，導致對日、韓、台之出口貿易技術效率值大幅下降，顯示出中國加入東協自由貿易區所造成的貿易轉向效應，以及對東協會員國市場所形成之排擠效應，對日、韓、台三國的出口貿易造成相當重大的威脅。由於中國具有廣大的消費市場，及加入東協自由貿易區前對東協會員提出經貿、文化、旅遊等各方面強化雙邊合作之手段，均有利於中國與東協會員彼此間貿易之成長，但現在效果並不顯著，有待長期持續觀察東協加一，甚或未來東協加二、東協加三，乃至於亞洲經濟共同體等亞洲區域經濟整合對東亞國家雙邊貿易之影響。

但就本研究之實證結果，台灣對東協國家的貿易技術效率在東協加一成立後均大幅滑落，顯然是受到中國加入 AFTA 所造成之貿易排擠效應。有鑑於台商在大陸日漸增多，且中國和東協貿易零關稅之前提下，再加上兩岸直航加速兩岸經貿往來，台灣可透過在大陸投資，利用貿易移轉將台灣產品出口至東協會員國；另一方面，台灣應透過積極參與區域經濟整合相關活動，



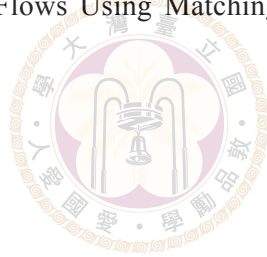
並加速推動與各國洽簽自由貿易協定，確保長期的經濟合作及與各國經貿往來的實質關係，以及積極朝改善投資環境，提升產業競爭力和持續協助廠商東南亞佈局取以得東協市場商機，如此一來才能避免或減輕中國加入東協對台灣產生之貿易排擠效應。



臺灣大學學術
期刊資料庫

參考文獻

- 侯真真 (2001), 「東亞區域經濟整合與對我國影響」, 《東南亞經貿投資研究季刊》, 14, 6。
- 陳明潔 (2005), 《區域經濟整合對貿易流量影響之研究—引力模型之驗證》, 國立政治大學行政管理碩士學程碩士論文。
- 郭錦婷 (1999), 《引力模型應用在雙邊貿易之分析—以亞太國家為例》, 國立政治大學國際貿易研究所碩士論文。
- 童振源 (2006), 「東亞經濟整合與台灣戰略」, 《問題與研究》, 45, 25-60。
- 黃登興與黃幼宜 (2006), 「兩岸三地貿易流量的變遷—引力模型的驗證」, 《台灣經濟預測與政策》, 36, 47-75。
- 劉順仁 (2007), 「建立台灣地區縣市競爭力指標之理論模式研究」, 行政院國家科學委員會專題研究計畫, 台北: 國立臺灣大學會計學系暨研究所。
- 鄭新強 (2007), 《區域經濟整合趨勢下對台灣主要產業貿易之影響》, 國立高雄大學經濟管理研究所碩士論文。
- Aigner, D. J. and S. F. Chu (1968), "On Estimating the Industry Production Function," *American Economic Review*, 58, 826-839.
- Anderson, J. E. (1979), "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation," *American Economic Review*, 69, 106-116.
- Anderson, J. E. and E. van Wincoop (2003), "Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle," *American Economic Review*, 93, 170-192.
- Baier, S. L. and J. H. Bergstrand (2007), "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?," *Journal of International Economics*, 71, 72-95.
- Baier, S. L. and J. H. Bergstrand (2009a), "Estimating the Effects of Free Trade Agreements on International Trade Flows Using Matching Econometrics,"



Journal of International Economics, 77(1), 63-76.

Baier, S. L. and J. H. Bergstrand (2009b), "Bonus Vetus OLS: A Simple Method for Approximation International Trade-Cost Effects Using the Gravity Model," *Journal of International Economics*, 77, 77-85.

Battese, G. E. and T. J. Coelli (1992), "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India," *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.

Battese, G. E. and T. J. Coelli (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," *Empirical Economics*, 20, 325-332.

Bergstrand, J. H. (1985), "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundation and Empirical Evidence," *Review of Economics and Statistics*, 67, 474-481.

Bergstrand, J. H. (1989), "The Generalized Gravity Equation Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade," *Review of Economics and Statistics*, 71, 143-153.

Breuss, F. and P. Egger (1999), "How Reliable Are Estimations of East-West Trade Potentials Based on Cross-Section Gravity Analyses?," *Empirica*, 26, 81-95.

Bussiere, M., J. Fidrmuc, and B. Schnatz (2005), "Trade Integration of Central and Eastern European Countries: Lessons from a Gravity Model," *Working Paper Series*, No. 545.

Cheng, I. H. and H. J. Wall (2005), "Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87, 49-64.

Coelli, T. J., D. S. P. Rao, and G. E. Battese (1998), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Queensland: Kluwer Academic Publishers Press.

Cornwell, C., P. Schmidt, and R. C. Sickles (1990), "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels," *Journal of*



Econometrica, 19, 273-292.

Deardorff, A. V. (1995), "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World," *NBER Working Paper*, No. 5377.

Egger, P. (2000), "A Note on the Proper Econometric Specification of the Gravity Equation," *Economics Letters*, 66, 25-31.

Egger, H., P. Egger, and D. Greenaway (2008), "The Trade Structure Effects of Endogenous Regional Trade Agreements," *Journal of International Economics*, 74, 278-298.

Eichengreen, B. and D. A. Irwin (1996), "The Role of History in Bilateral Trade Flows," *NBER Working Paper*, No. 5565.

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., J. R. Markusen, and A. K. Rose (2001), "Using the Gravity Equation to Differentiate among Alternative Theories of Trade," *Canadian Journal of Economics*, 34, 430-447.

Frankel, J. A., E. Stein, and S. J. Wei (1995), "Trading Blocs and the Americas: The Natural, the Unnatural, and the Super-Natural," *Journal of Development Economics*, 47, 61-95.

Frankel, J. A. and D. Romer (1999), "Does Trade Cause Growth," *The American Economic Review*, 89, 379-399.

Graham, C., J. Helliwell, T. Kano, J. Murray, and L. Schembri (2004), "The Euro and Trade: Is There a Positive Effect?," *Proceeding of Conference of the 38th Annual Meetings of the Canadian Economics Association*, Ontario, Canada.

Helpman, E. and P. Krugman (1985), *Market Structure and Foreign Trade, Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*, MA/London, Cambridge : The MIT Press.

Huang, C. J. and J. T. Liu (1994), "Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function," *The Journal of Production Analysis*, 5, 171-



180.

- Iinuma, M., K. R. Sharma, and P. S. Leung (1999), "Technical Efficiency of Crop Pond Culture in Peninsula Malaysia: An Application of Stochastic Production Frontier and Technical Inefficiency Model," *Aquaculture*, 175, 199-213.
- Kang, H. J. and M. Fratianni (2006), "International Trade Efficiency, the Gravity Equation, and the Stochastic Frontier," *Indiana University, Kelley School of Business, Department of Business Economics and Public Policy Working Paper*, No. 2006-08.
- Kumbhakar, S. C. (1990), "Production Frontiers, Panel Data and Time Varying Technical Inefficiency," *Journal of Econometrics*, 46, 201-211.
- Linnemann, H. (1966), *An Econometric Study of International Trade Flows*, Amsterdam : North-Holland Press.
- Magee, C. S. P. (2008), "New Measures of Trade Creation and Trade Diversion," *Journal of International Economics*, 75, 349-362.
- Martinez-Zrazoso, I. (2003), "Gravity Model an Application to Trade Between Regional Blocs," *Atlantic Economic Journal*, 31, 174-187.
- Mátyás, L. (1997), "Proper Econometric Specification of the Gravity Model," *The World Economy*, 20, 363-369.
- Micco, A., E. Stein, and G. Ordoñez (2003), "The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU," *Economic Policy*, 18, 315-356.
- Morais, A. G. and S. Bender (2006), "Trade Creation and Trade Diversion in MERCOSUR and NAFTA," *Proceeding of Conference of the 34th Brazilian Economics Meeting*, ANPEC, Salvador.
- Philippa D. and J. Gali (2003), "The Trade and Investment Effects of Preferential Trading Arrangements," *Proceeding of Conference of the Fourteenth Annual East Asian Seminar on Economics*, Taipei, Taiwan.
- Pöyhönen, P. (1963), "Tentative Model for the Flows of Trade between Countries," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 90, 93-99.



- Rahman, M., W. B. Shadat, and N. C. Das (2006), "Trade Potential in SAFTA : An Application of Augmented Gravity Model," *CPD Working Paper*, No. 61.
- Soloaga, I. and L. A. Winters (2001), "Regionalism in the Nineties: What Effect on Trade?," *North American Journal of Economics and Finance*, 12, 1-29.
- Tingbergen, J. (1962), *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, New York: The Twentieth Century Fund Press.
- UNCTADSTAT (2000-2007), <http://unctadstat.unctad.org>.
- Walsh, K. (2006), "Trade in Services: Does Gravity Hold? A Gravity Model Approach to Estimating Barriers to Services Trade," *IIS Discussion Paper*, No. 183.
- Wei, S. J. (1996), "Intra-National versus International Trade: How Stubborn Are Nations in Global Integration?," *NBER Working Paper*, No. 5531.

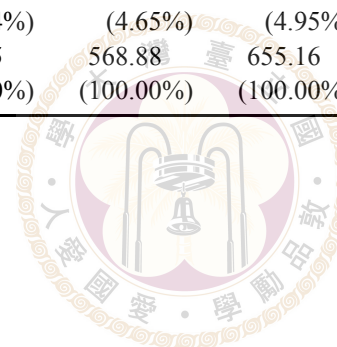


附表 1 東協十國出口貿易表及所佔東協整體出口之比重

單位：十億美元

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
汶 萊	3.9 (0.90%)	3.64 (0.94%)	3.7 (0.91%)	4.42 (0.93%)	5.05 (0.89%)	6.24 (0.95%)	7.63 (0.99%)	7.66 (0.89%)
柬 埔 寨	1.38 (0.32%)	1.5 (0.39%)	1.92 (0.47%)	2.11 (0.44%)	2.79 (0.49%)	3.09 (0.47%)	3.51 (0.46%)	4.1 (0.47%)
印 尼	65.4 (15.14%)	57.36 (14.80%)	59.16 (14.52%)	64.10 (13.51%)	70.76 (12.44%)	86.99 (13.28%)	103.52 (13.43%)	118.01 (13.65%)
寮 國	0.33 (0.08%)	0.32 (0.08%)	0.3 (0.07%)	0.33 (0.07%)	0.36 (0.06%)	0.55 (0.08%)	0.88 (0.11%)	0.92 (0.11%)
馬來西亞	98.22 (22.74%)	88 (22.70%)	94.05 (23.09%)	104.7 (22.07%)	126.51 (22.24%)	140.98 (21.52%)	160.67 (20.85%)	176.21 (20.39%)
緬 甸	1.64 (0.38%)	2.38 (0.61%)	3.04 (0.75%)	2.48 (0.52%)	2.38 (0.42%)	3.81 (0.58%)	4.58 (0.59%)	6.25 (0.72%)
菲 律 賓	39.78 (9.21%)	32.66 (8.43%)	35.2 (8.64%)	36.23 (7.64%)	39.68 (6.98%)	41.25 (6.30%)	47.41 (6.15%)	50.46 (5.84%)
新 加 坡	137.8 (31.90%)	121.75 (31.41%)	125.17 (30.73%)	159.9 (33.70%)	198.63 (34.92%)	229.64 (35.05%)	271.80 (35.27%)	299.27 (34.62%)
泰 國	69.05 (15.98%)	64.96 (16.76%)	68.1 (16.72%)	80.32 (16.93%)	96.24 (16.92%)	110.17 (16.82%)	130.8 (16.97%)	153.1 (17.71%)
越 南	14.48 (3.35%)	15.02 (3.88%)	16.7 (4.10%)	20.14 (4.24%)	26.48 (4.65%)	32.44 (4.95%)	39.82 (5.17%)	48.38 (5.60%)
東協整體	431.98 (100.00%)	387.59 (100.00%)	407.34 (100.00%)	474.45 (100.00%)	568.88 (100.00%)	655.16 (100.00%)	770.62 (100.00%)	864.36 (100.00%)

資料來源：本研究計算整理。(UNCTADSTAT, 2000-2007)



Assessment on the Influence of ASEAN Plus One to East Asia Countries' Trade Efficiency

Jing-Wen Chang

Department of International Business, Hsuan Chuang University

Huang-Ping Yen

Department of Financial and Banking, Hsuan Chuang University

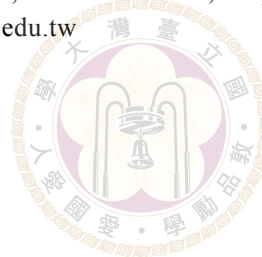
Rhung-Jieh Woo*

Department of Agricultural Economics, National Taiwan University

Keywords: ASEAN, Gravity model, Trade efficiency

JEL classification: C51, F13, F15, F17

* Correspondence: Rhung-Jieh Woo, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University. Address: No. 1, Sec. 4, Roosevelt Road, Taipei 10617, Taiwan. Tel: +886-2-33662668; Email: m417@ntu.edu.tw



Abstract

Our study use the conception of Kang and Fratianni (2006) to make the Gravity function addressed by Bergstrand (1985, 1989) as a kind of export production function, then assess the changes of trade efficiency before and after ASEAN plus one on China, Japan, Korea, Taiwan and ASEAN countries by using the Stochastic Production Function Model amended by Battese and Coelli (1995). Though this study, we figure out the influence of ASEAN plus one to East Asia countries, analyze several management variables to comprehend how it works on trade efficiency, and make conclusions based on our empirical analysis.



臺灣大學學術
期刊資料庫